

Yapısal Kırılmalar Altında Asimetrik Bilginin Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisi: BİST 100 Endeksi'nde Bir Uygulama*

Selim GÜNGÖR**

Eşref Savaş BAŞÇI***

Süleyman Serdar KARACA****

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, yapısal kırılmalar altında asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisini ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza ve Markov Switching Regresyon modelleriyle ortaya koymaktır. Bu doğrultuda, çalışmada BİST 100 Endeksi'nin 04.01.2010-31.12.2018 dönemine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatları, alım satım fiyat marjı ile toplam işlem hacmi verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada getiri serisinin varyansındaki muhtemel kırılmalar Sanso vd. (2004)'in varyansta kırılma testiyle araştırılmış; ancak herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu nedenle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın hisse senedi getiri oynaklığı serisi için en uygun oynaklık modeli ARFIMA-FIGARCH modeliyle araştırılmış, en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre ARFIMA(3,4)-FIGARCH (1,d,1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada son olarak, asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi Markov Switching Regresyon modeliyle araştırılmıştır. Sonuç olarak, alım satım fiyat marjının hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde her iki rejimde de artırıcı bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca tutar cinsinden toplam işlem hacminin Rejim 1'de hisse senedi getiri oynaklığını artırıcı; Rejim 2'de ise azaltıcı bir etkiye sahip olduğu bulguları elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Asimetrik Bilgi, Hisse Senedi Getiri Oynaklığı, İkili Uzun Hafıza Modelleri, Markov Switching Regresyon Modeli.

JEL Sınıflandırması: C58, G14, G17.

The Impact Of Asymmetric Information On Stock Return Volatility Under Structural Breaks: An Application On BIST 100 Index

ABSTRACT

The purpose of this study is to put forward the impact of asymmetric information on stock return volatility under structural breaks by using ARFIMA-FIGARCH dual long memory and Markov Switching Regression models. Accordingly, dollar-denominated daily prices, and daily bid-ask spread and turnover of the BIST 100 index for the period 04.01.2010- 31.07.2019 have been considered in the study. In the study, possible breaks in variance of return series have determined by Sanso et al. (2004) 's break in variance test, but it could not been determined any breaks. Therefore, the optimal volatility model for the stock return volatility series have been investigated by using ARFIMA-FIGARCH model without taking structural breaks into consideration. It has been determined that the most suitable model is ARFIMA(3,4)-FIGARCH (1,d,1) according to the skewed student t distribution. Finally in the study, the impact of asymmetric information on stock return volatility has been investigated by using Markov Switching Regression model. It has been found that the bid-ask spread has an additive effect on stock return volatility in both regimes. Furthermore, it has been concluded that turnover has an additive effect on stock return volatility in Regime 1; but turnover has an detractive effect on stock return volatility in Regime 2.

Keywords: Asymmetric Information, Stock Return Volatility, Dual Long Memory Models, Markov Switching Regression Model.

Jel Classification: C58, G14, G17.

* Bu çalışma, 23-25 Ekim 2019 tarihlerinde Niğde'de düzenlenen 6th International Congress on Uluslararası Muhasebe ve Finans Araştırmaları Kongresi'nde sunulan bildirinin gözden geçirilmiş tam metin halidir. Ayrıca bu çalışma, "Bilimsel ve Sanatsal Etkinlikleri Destekleme Programı Projeleri" kapsamında Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri birimi tarafından 2019/D61 nolu projeye desteklenmiştir.

Makale Gönderim Tarihi: 24.02.2020

Makale Kabul Tarihi: 06.05.2020

Makale Türü: Nicel Araştırma

** Dr. Öğr. Üyesi, Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, Reşadiye Meslek Yüksekokulu, selim.gungor@gop.edu.tr, ORCID: 0000-0002-2997-1113.

*** Doç. Dr., Hitit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, esavasbasci@hitit.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0809-7893.

**** Prof. Dr., Tokat Gaziosmanpaşa Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, suleymanserdar.karaca@gop.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5424-5359.

1. GİRİŞ

Fama (1970) tarafından ortaya atılan etkin piyasalar hipotezinde etkin piyasalar, mevcut bilgileri tümüyle içeren; bu nedenle de yatırımcıların anormal getiri elde edebilme imkânının bulunmadığı ve tam rekabet koşullarının geçerli olduğu piyasalar olarak ifade edilmiştir. Etkin piyasalarda yatırımcılar yeni bilgiye kolaylıkla ulaşabilmekte, bilgi ile fiyatlar arasında eşzamanlı bir denge kurulabilmekte ve geçmiş fiyatlar cari fiyat üzerinde etkili olamamaktadır. Yatırımcıların rasyonel olmayan davranışları piyasa arbitrajcıları tarafından önlenmesi ve menkul kıymetlere ilişkin tüm bilgiye eş zamanlı ve tekelci bir konumda ulaşılması sebebiyle piyasalarda simetrik bir özelliğin hâkim olduğunu öne sürmektedir (Fama, 1970: 383-417). Etkin piyasalar hipotezinden yola çıkılarak mevcut bilgiler yatırımcılar tarafından iyi bir şekilde anlaşıldığında, akıllı ve becerikli bir yatırımcının piyasa hareketlerini kolaylıkla tahmin edebileceği düşünülse de gerçek dünyada işler bu şekilde yürütülmemekte, piyasa hareketlerini tahmin etmek düşünüldüğü kadar kolay olmamaktadır. Diğer bir deyişle, gerçek dünyada bilgilerin yatırımcılara ulaşması içerik ve zaman yönünden farklılık göstermekte, bilgi ile fiyat arasında eş zamanlı olarak bir denge kurulamamakta ve bu durum piyasalarda asimetrik bilginin oluşmasına yol açmaktadır. Nitekim piyasada oluşan asimetrik bilgi ise piyasanın etkin bir şekilde işlemesine zarar vermektedir. Finansal sistemler, verimli yatırım fırsatlarına sahip olan bireylere veya şirketlere fon sağlama gibi temel bir işlevi yerine getirmektedir. Finansal sistemlerin bu işlevi etkin bir şekilde yerine getirebilmesi için finansal piyasa katılımcılarının hangi yatırım fırsatlarının katma değerinin yüksek, hangisinin ise düşük olduğu hususunda önceden karar verebilmeleri gerekmektedir. Bu nedenle finansal sistemler, bir finansal sözleşmeye taraf olan bir tarafın diğer taraftan daha az doğru bilgiye sahip olmasından dolayı ortaya çıkan asimetrik bilgi problemiyle yüzleşmelidir. Bu açıdan asimetrik bilginin, bir finansal sözleşmeye taraf olan bir tarafın diğer tarafa göre daha fazla bilgiye sahip olmasından kaynaklandığı söylenebilir (Mishkin, 2001: 1).

Yazında finansal piyasalarda asimetrik bilgi kavramı, George A. Akerlof (1970)'un "The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism" adlı çalışmasında otomobil piyasası örneği ile ele alınmıştır. Çalışmasında bu bilgi asimetrisinin satıcıya ortalama piyasa kalitesinden daha düşük mal satmasını teşvik ettiğini ve daha sonra piyasadaki ortalama mal kalitesinin piyasa büyüklüğü kadar düşeceğini ileri sürmüştür. Akerlof (1970), otomobil piyasasında yeniler, kullanılmış olanlar, az kullanılmışlar, iyiler ve kötüler (kötüler genellikle "limonlar" olarak bilinir) olmak üzere dört tür otomobilin olduğunu varsaymıştır. Bireyler iyi ya da limon olduğunu bilmeden bir otomobil satın aldıklarında, otomobilin iyi olma olasılığını veya limon olma olasılığını bilmemektedirler. Otomobilin sahibi, sahiplik hakkı elde ettikten bir süre sonra otomobilin durumu hakkında daha fazla bilgi edinebilir ve otomobilin limon olması durumunda yeni olasılıklar arayabilir. İyi arabaların ve limonların fiyatı ise potansiyel alıcıların otomobilleri ayırt edemediği düzeyde kalabilir. Yeni bir arabanın fiyatının eski bir arabanın fiyatından daha yüksek olması gerektiğini, aksi takdirde yeni bir otomobilin fiyatı ile bir limon satmanın veya düşük bir olasılıkla limon tarzında yeni bir otomobil satın almanın mümkün olabileceğini ileri sürmüştür. Bu nedenle, eski ve iyi bir otomobil sahibinin konumunu koruması gerekmektedir. Çünkü eski ve iyi bir otomobil sahibi otomobilinin değerinin piyasa ortalamasının üzerinde olmasından dolayı, piyasadan bu değeri karşılayamayabilir veya eski otomobili için yeni bir fiyat alamamasından dolayı otomobilini yeni bir otomobille

değiştiremeyebilir. Bu durumun işlem görmüş otomobillerin çoğunun limon olduğu sonucuna ulaştırdığını iddia etmiştir. Piyasada en çok satılan otomobillerin limonlar olması, kötü otomobillerin iyi otomobilleri piyasadan kovduğuna işaret etmekte ve bu durum piyasalardaki asimetrik bilgilerden kaynaklanmaktadır. Piyasaya hâkim olmaya başlayan kötü otomobiller için yaşanan bu süreci, "ters seçim" olarak ifade etmiştir (Akerlof, 1970: 489-491). Piyasalarda ters seçim faaliyetlerinin yaşanması durumunda, piyasaya gelen kullanılmış iyi otomobil sayısı oldukça düşük seviyelerde olacaktır. Piyasaya gelen kullanılmış bir otomobilin ortalama kalitesi düşük olacağından dolayı otomobilleri satın alan kişi sayısı oldukça düşük olacak ve sonuç olarak kullanılmış otomobil piyasasının etkin bir şekilde işlemeyecektir. Akerlof (1970), limon problemi ile Gresham'ın Yasası arasında benzerlik olduğunu ileri sürmüştür. Ancak, Gresham Yasası'nda hem alıcı hem de satıcı iyi para ile kötü para arasındaki farkı ayırt edebilme özelliğine sahip olmaları, limon probleminde ise alıcı ve satıcının otomobille ilgili farklı bilgilere sahip olmaları iki model arasındaki farkı ortaya koymaktadır (Şen, 2006: 3).

Akerlof (1970)'un çalışmasıyla ortaya atılan limon problemi, hisse senedi piyasalarında da görülebilir. Adi hisse senedi gibi potansiyel bir hisse senedi alıcısı, beklenen kârı yüksek ve riski düşük olan iyi firmalar ile beklenen kârı düşük ve riski yüksek olan kötü firmalar arasında ayırım yapamayabilir. Böyle bir durumda alıcı, iyi firmalar ile kötü firmaların hisse senedi fiyatı arasında kalan ve hisse senedi ihraç eden firmaların ortalama kalitesini yansıtan bir bedeli ödemeye razı olabilecektir. Eğer iyi kaliteli firmanın sahipleri veya yöneticileri alıcıdan daha fazla bilgiye sahip olup, iyi kaliteli bir firma olduklarının ve alıcı tarafından teklif edilen fiyatın hisse senetlerinin değerinin altında olduğunun bilincinde iseler iyi firma hisse senetlerini ortalama kaliteli firmanın hisse senedi fiyatından satmayacaktır. Alıcı tarafından teklif edilen fiyat hisse senetlerinin değerinden yüksek olacağı için bu fiyata hisse senedini satmak isteyecek firmalar kötü firmalar olacaktır. Alıcı, hisse senetlerini kötü firmalarda tutmak istemeyeceği için piyasadan hisse senedi satın almamaya karar verecektir. Piyasada çok az firma sermayelerini artırmak için hisse senedi satabileceği için hisse senedi piyasası işlevini etkin bir şekilde yerine getiremeyecektir (Mishkin, 2004: 175).

Myers ve Majluf (1984) ise çalışmalarında firma yöneticilerinin kendi firmalarıyla ilgili konularda yatırımcılardan daha fazla bilgiye sahip olmalarından dolayı kötü seçim probleminin hisse senedi piyasası üzerinde etkili olduğunu ileri sürmüştür. Gerçek dünyada piyasaların etkin olmaması nedeniyle firmaların piyasa fiyatı gerçek değerini yansıtmamakta, olması gereken düzeyin oldukça üzerinde gerçekleşmektedir. Böyle bir durum ise firmaların yüksek değerlendirildiği anlamına gelmektedir. Firmasının yüksek değerlendirilmiş olduğunu bilen bir yönetici, girişimde bulunduğu yatırımları borçla finanslama yerine, hisse senetlerini yüksek fiyattan ihraç etme yoluna girebilmektedir. Diğer taraftan piyasada işlem gören yatırımcılar da yüksek değerlendirilmiş olduğunu düşünerek yeni yatırımlar için hisse senedi ihraç eden bir firmaya yatırım yapmaktan kaçınabilirler. Bahsedilen iki durumda da piyasadan iyi firmalar çıkacak ve piyasayı kötü firmalar yönetecektir (Myers ve Majluf, 1984: 187-221).

Asimetrik bilginin yol açtığı problemlerden bir diğeri de ahlaki tehliktir. Ahlaki tehlike, sözleşme sonrası gerçekleşmesi muhtemel bir durum olup taraflardan birinin sahip olduğu bilgiyi diğer taraftan gizleyerek bu bilgiden çıkar sağlaması olarak ifade edilmektedir. Hisse senedi piyasalarında ahlaki tehlike, firma sahiplerinin yetkilerini bir vekile devretmesiyle birlikte firma sahibinin firma faaliyetlerini tam olarak denetim altında

tutamaması veya denetim altında tutabilmek için yüksek maliyetlere katlanmak zorunda kalması olarak tanımlanan vekâlet problemiyle ortaya çıkmaktadır. Eğer hem hissedar hem de yönetici kendi faydalarını maksimize etmeyi amaçlarsa, yöneticinin daima hissedarın menfaatine hareket etmeyeceği kuvvetle muhtemeldir (Jensen ve Meckling, 1976: 308). Yönetici, daima firmanın mevcut durumu hakkında hissedara göre daha fazla bilgiye sahip olacağından dolayı vekâlet probleminden olumsuz yönde etkilenebilir. Vekâlet problemi, yöneticilerin hissedarlardan daha fazla bilgiye sahip olmaları durumunu kendileri için bir fırsat olarak görmeleri ve elindeki bilgileri kendi çıkarları doğrultusunda kullanmaları sonucu ortaya çıkmaktadır. Netice itibarıyla bu durum hissedarların ahlaki tehlikeyle karşı karşıya kalmalarına sebep olmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisini ARFIMA-FIGARCH ve Markov Switching Regresyon modelleriyle ortaya koymaktır. Bu doğrultuda çalışmanın ilerleyen kısımlarında konuya ilişkin yazın taramasına değinilecek, araştırmanın veri seti ve yönteminden bahsedilecek, bulgulara yer verilerek yorumlanacak ve değerlendirmelerde ve önerilerde bulunulacaktır.

2. YAZIN TARAMASI

Asimetrik bilgi problemi, piyasaların etkin olarak işlemlerini engelleyebilmekte ve hatta piyasaların çöküşüne dahi neden olabilmektedir. Bundan dolayı, yazında asimetrik bilginin çeşitli piyasaların finansal göstergeleri üzerindeki etkisi titizlikle incelenmektedir. Asimetrik bilginin piyasaların finansal göstergeleri üzerindeki etkisini inceleyen çalışmalardan Wang ve Yau (2000) çalışmalarında, asimetrik bilginin vadeli işlem piyasalarındaki fiyat oynaklığı üzerindeki etkisini S&P 500 Endeks Vadeli İşlemleri ile iki metal vadeli işlem sözleşmesine ilişkin verileri kullanarak genelleştirilmiş momentler yöntemiyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, asimetrik bilginin göstergesi olarak kullanılan eş zamanlı işlem hacmi ile alım satım fiyat marjının fiyat oynaklığı üzerindeki etkisinin pozitif, gecikmeli işlem hacminin fiyat oynaklığı üzerindeki etkisinin ise negatif olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Lu vd. (2010) çalışmalarında, bilgi belirsizliği ve asimetrik bilginin kurumsal tahvil getiri marjı üzerindeki etkisini ABD'nin 2001-2006 dönemine ilişkin verilerini kullanarak regresyon modeliyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, bilgi belirsizliği ve asimetrik bilgidaki artışın tahvilin risk marjını arttırdığı tespit edilmiştir. Çin Shenzhen Borsası'nda işlem gören 313 şirket üzerine yapılan bir çalışmada Kong vd. (2011), asimetrik bilginin yatırımların hisse senedi fiyatlarına olan duyarlılığı ile asimetrik bilginin hisse senedi fiyatlarının yatırımlara olan duyarlılığı üzerine etkisini ilgili şirketlerin 01.01.2001-31.12.2006 dönemine ilişkin verilerini dikkate alarak panel veri analiziyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, asimetrik bilginin yatırımların hisse senedi fiyatlarına olan duyarlılığına etkisinin negatifken, hisse senedi fiyatlarının yatırımlara olan duyarlılığına etkisinin pozitif olduğu bulgularına ulaşılmıştır. Ürdün üzerine yapılan bir çalışmada Yassin vd. (2015), asimetrik bilginin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisini 2006-2012 döneminde Amman Borsası'nda işlem gören sanayi şirketlerinin verilerini dikkate alarak regresyon analiziyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, yatırımcıların özel bilgiye sahip olduklarında asimetrik bilginin hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin pozitif olduğu; ancak yönetimin korumacı bir muhasebe politikası uygulaması durumunda asimetrik bilginin etkisinin azaldığı bulgularını elde etmişlerdir. Mohd vd. (2016) çalışmalarında asimetrik bilginin yabancı portföy yatırım akışları üzerindeki etkisini Malezya, Endonezya, Tayland, Singapur, Filipinler, Çin, Güney Kore ve Japonya'nın 2000-2011 dönemine ilişkin

verilerini dikkate alarak panel veri analiziyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, asimetrik bilginin göstergesi olarak kullanılan alım satım fiyat marjı ile yabancı portföy yatırım akışları arasındaki istatistiksel açıdan anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşılmışken; günlük toplam işlem hacminin mutlak getiri toplamına oranı (Amivest) ile yabancı portföy yatırım akışları arasındaki ilişkinin istatistiksel açıdan anlamlı olmadığı tespit edilmiştir. Salih (2018) çalışmasında, asimetrik bilginin hisse senedi getirileri ve oynaklıkları üzerindeki etkisini Mart 2005-Nisan 2017 tarihlerinde Borsa İstanbul'da işlem gören tüm hisselerin yüksek frekansta gün içi emir ve işlem veri setleri ile Fama ve MacBeth (1973) regresyon analizi kullanarak ve tek ve çok değişkenli portföy hesaplamalarıyla araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, bilgiye dayalı alım satım oranı ile ölçülen asimetrik bilginin hisse senedi getirilerinde sistematik bir risk unsuru olmadığı ve bilgiye dayalı alım satım oranının firmaya özgü hisse senedi getiri oynaklığını istatistiksel açıdan anlamlı bir şekilde tahmin ettiği bulgularına ulaşılmıştır. Tchamyou vd. (2018) çalışmalarında asimetrik bilginin yatırım fonu endüstrisindeki piyasa zamanlaması üzerindeki etkisini 2004-2013 dönemi için 1488 yatırım fonu üzerinde genelleştirilmiş momentler yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, asimetrik bilginin piyasa riskine maruz kalmaya oldukça duyarlı olan oynaklık ile aynı eğilimi izlediği ve fon yöneticilerinin piyasa likiditesinin yüksek olduğu dönemlerde risklerini arttırma ve düşük olduğu dönemlerde azaltma eğiliminde oldukları bulgularına ulaşılmıştır. Alhaj-Yaseen vd. (2020) çalışmalarında ise asimetrik bilginin serbestleşme üzerindeki etkisini 1993-2012 döneminde Çin Şangay A (45 şirket) ve Şenzen B (42 şirket) Piyasaları'nda işlem gören toplamda 87 şirketin günlük verilerini dikkate alarak regresyon testiyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, serbestleşme sonrası dönemde firmaya özgü asimetrik bilgi (firmanın piyasa değeri, turnover, Amihud piyasa likiditesizliği, göreceli likidite ve kamu iktisadi teşebbüsleri oranı) göstergelerinin getiri ve sadece B piyasasından A piyasası yönünde işlem hacmi-getiri yayılımı üzerinde önemli bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir.

Yazında asimetrik bilginin asimetrik oynaklık modelleriyle ele alındığı çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan Lu ve Xu (2004), asimetrik bilginin Çin Ayı ve Boğa Piyasası'nın getiri ve oynaklığı üzerindeki etkisini EGARCH modeliyle test etmişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, iyi haberlerin oynaklık üzerindeki etkisinin kötü haberlere göre daha büyük olduğu; diğer bir deyişle ters kaldıraç etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Liu vd. (2014) çalışmalarında, asimetrik bilginin Çin Vadeli Emtia Piyasası'nın getiri ve oynaklığı üzerindeki etkisini ilgili piyasanın 04.01.2000-31.12.2010 dönemine ilişkin verilerini dikkate alarak eşik değer stokastik oynaklık modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, pozitif ve negatif haberlerin getiri, oynaklık ve oynaklık kalıcılığı üzerinde asimetrik etki oluşturduğu tespit edilmiştir. Hasan vd. (2019) çalışmalarında, asimetrik bilginin getiri oynaklığı üzerindeki etkisini bitcoin para biriminin 18.08.2011-31.12.2017 dönemine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatlarını dikkate alarak simetrik ve asimetrik GARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, bitcoin piyasasında oynaklığın negatif ve pozitif şoklara asimetrik bilgilendirici bir tepkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Yazında, asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığına etkisinin alım satım fiyat marjı (bid ask spread) ve tutar cinsinden toplam işlem hacmi (turnover) gibi asimetrik bilginin göstergeleri kullanılarak değişken bazında ele alındığı çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalardan ABD Dow Jones Endeksi üzerine yapılan bir çalışmada Connolly ve Stivers (2005), hisse senedi piyasasının toplam işlem hacmi ve makroekonomik haberlerin hisse

senedi getiri oynaklığı üzerine etkisini ilgili endeksin Ocak 1985- Aralık 2000 dönemine ilişkin verilerini kullanarak simetrik GARCH ve asimetrik GJR GARCH modelleriyle incelemişlerdir. Çalışmada sonuç olarak, bugünün endeks getiri şokları ile gelecek dönemin oynaklığı arasındaki ilişkinin bugün gerçekleşen önemli makroekonomik haberler ile hisse senedi piyasasının toplam işlem hacmindeki artışla birlikte azaldığı tespit edilmiştir. Hussain (2011) çalışmasında, alım satım fiyat marjı ve işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerine etkisini Almanya DAX 30 Endeksi'nin 05.05.2004-29.09.2005 dönemine ilişkin beşer dakikalık ölçeklerde oluşturulmuş işlem fiyatları ile işlem hacmi kullanarak EGARCH modeliyle araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, eş zamanlı ve gecikmeli işlem hacmi ile alım satım fiyat marjının hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisinin sayısal olarak küçük; fakat istatistiksel açıdan anlamlı bir etkisinin olduğu ve işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde asimetrik bir etki oluşturduğu bulgularına ulaşılmıştır. Bedowska-Sojka ve Kliber (2019) çalışmalarında, likidite ile hisse senedi getiri oynaklığı arasındaki ilişkiyi Ocak 2006-Aralık 2016 dönemlerinde Polonya Varşova Borsası'nda işlem gören şirketlerin günlük verilerini dikkate alarak GARCH modeli ve Toda Yamamoto ve Granger nedensellik testleriyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, alım satım fiyat marjının hisse senedi getiri oynaklığının Granger nedeni olduğu tespit edilmiştir. Koubaa ve Slim (2019), işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi CAC40, DAX, Nikkei 225, FTSE 100, DJIA, SSEK, MKSE IPC, S&P SENSEX ve KOSPI Kompozit endekslerinin 03.01.2000-21.08.2015 dönemine ilişkin verileri dikkate alarak hem standart hem de yumuşak geçişli FIGARCH modelleriyle araştırmışlardır. Çalışmada sonuç olarak, piyasaların çoğunda işlem hacmindeki artışın hisse senedi getiri oynaklığını arttırdığı tespit edilmiştir. Gürgün ve Canbaloğlu (2020) çalışmalarında ise alım satım fiyat marjı, Amihud likiditesizlik oranı, oynaklık hacim oranı ile hisse senedi getiri oynaklığı arasındaki ilişkiyi GARCH ve VAR modelleri, Granger nedensellik testi ve genelleştirilmiş etki tepki analizleriyle araştırmıştır. Çalışmada sonuç olarak, tüm değişkenlerle hisse senedi getiri oynaklığı arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu tespit edilmiştir.

Yazın incelendiğinde, asimetrik bilgi göstergeleri çerçevesinde asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisini Türkiye örnekleminde araştıran çalışmaların sınırlı olduğu tespit edilmiştir. Çalışmanın bu yönüyle yazındaki boşluğu doldurarak bilim dünyasına katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

3. VERİ SETİ VE YÖNTEM

Bu çalışmada, asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi araştırılmaktadır. Bu doğrultuda, çalışmada BİST 100 Endeksi'nin 04.01.2010-31.12.2018 dönemine ilişkin günlük dolar cinsinden kapanış fiyatları ile alım satım fiyat marjı ve dolar cinsinden toplam işlem hacmi (turnover) verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada 04.01.2010-31.12.2018 döneminin tercih edilmesinin nedeni, 2008 Küresel Finansal Krizi sonrası dönemde değişkenler arasındaki etkileşimi ortaya koymaktır. Çalışmada kullanılan veriler Datastream Eikon veritabanından temin edilmiş olup analizler oxmetrics 6, Gauss 10 ve EvIEWS 10 paket programları¹ aracılığıyla gerçekleştirilmiştir.

¹ Oxmetrics 6 programıyla uzun hafıza testleri, ARFIMA ve ARFIMA-FIGARCH model tahminleri, Gauss 10 programıyla Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testi ve EvIEWS 10 programıyla da tanımlayıcı istatistikler, zamanyolu grafiği, birim kök testleri ve markov regime switching regresyon analizleri yapılmıştır.

Asimetrik bilgi yazında çeşitli şekillerde ölçülmektedir. Çalışmada tutar cinsinden toplam işlem hacmi (turnover) ve alım satım fiyat marjı olmak üzere iki tür ölçüm türü üzerinde odaklanılmıştır. Bunlardan kuno volume olarak da ifade edilen tutar cinsinden toplam işlem hacmi (turnover) hisse senedi piyasalarında likidite ölçüsü olarak kullanılmakta olup denklem (1)'deki gibi hesaplanmaktadır (Bogdan, vd., 2012: 187):

$$VK = \sum_{n=1}^{N^t} p_n \cdot Y_n \quad (1)$$

Bu denklemde toplam tutar cinsinden işlem hacmi (VK) N^t t zamanındaki işlem sayısı olmak üzere, n işleminde işlem gören hisse senedi sayısı Y_n ile t zamanındaki n işleminin fiyatı p_n 'nin çarpımının toplamına eşittir. Burada “turnover”in oldukça yüksek olması, öncelikle piyasa likiditesindeki artış ve sonrasında fiyat hareketlerinde ise azalış yaşanabileceğine işaret etmektedir. Bir diğer asimetrik bilgi ölçüsü olan alım satım fiyat marjı ise piyasadaki alım satım fiyatları arasındaki farkın alım satım fiyatlarının ortalamasına bölümü şeklinde ifade edilebilmekte ve hesaplanışı denklem (2)'deki gibidir (Mohd vd., 2016: 77):

$$\text{Alım Satım Fiyat Marjı} = \frac{(\text{Alım Fiyat}_{i,t} - \text{Satım Fiyat}_{i,t})}{(\text{Alım Fiyat}_{i,t} + \text{Satım Fiyat}_{i,t})/2} \quad (2)$$

Bu denklemde,

Satım Fiyatı: Gün içerisindeki en yüksek işlem fiyatı

Alım Fiyatı: Gün içerisindeki en düşük işlem fiyatı

Burada alım satım fiyat marjının artması, piyasadaki asimetrik bilginin artmasıyla birlikte likiditenin azalmasına sebep olabilmektedir. Çalışmada günlük kapanış fiyatlarıyla ise denklem (3)'teki gibi logaritmik getiri serileri oluşturulmuştur:

$$r_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (3)$$

Çalışmada dolar cinsinden toplam işlem hacmi serisinde hem doğrusal hem de doğrusal olmayan deterministik zaman trendlerinin varlığı nedeniyle Gebka ve Wohar, (2013, 146) ve Balcılar vd., (2017, 76) çalışmalarında da olduğu gibi serinin öncelikle doğal logaritması alınmış ve daha sonra T toplam örneklem büyüklüğü olmak üzere (t/T) ve $(t/T)^2$ gibi bir sabiti doğal logaritması alınmış seriye regrese ederek seri trendden arındırılmıştır. Ayrıca çalışmada kullanılan alım satım fiyat marjı serisi doğal haliyle analize dâhil edilmiştir.

Çalışmalarda uygun analiz yöntemlerini belirlemeden önce serilerin birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Bu doğrultuda ADF, KPSS ve Phillips Perron testleriyle serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Daha sonra Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle hisse senedi getiri varyansındaki yapısal kırılmaların varlığı araştırılmıştır. Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testi, Inclan ve Tiao (IT) (1994) tarafından hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olduğu (i.i.d dağıldığı) varsayımıyla zaman serilerinin koşulsuz varyanslarında ortaya çıkan kırılmaları tespit amacıyla geliştirdiği Yinelenen Birikimli Kareler Yöntemi'ne (Iterated Cumulative Sums of Squares) bir eleştiri olarak geliştirilmiştir. Fakat akademik yazında finansal zaman serilerinin aşırı basık dağıldığına ve serilerde otokorelasyon probleminin var olduğuna dair birtakım bulgular elde

edilmiştir. Bu nedenle Sanso vd. (2004), hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı (i.i.d. dağılmadığı) durumlarda IT istatistiğinin gerçekte olduğundan daha farklı hesaplandığını tespit ederek hata terimlerinin dağılımını bozucu faktörleri de göz önüne alan uyarlanmış IT (modified IT) testini geliştirmiştir. Sanso vd. (2004) MIT istatistiğini aşağıdaki gibi ifade etmiştir (Sanso vd., 2004: 32-53; Demireli ve Torun, 2010: 136):

$$K_2 = \sup |T^{-1/2} G_k| \quad (4)$$

Burada $G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left(C_k - \frac{k}{T} C_T \right) \cdot \hat{\omega}_4, \omega_4$ 'in tutarlı tahmincisi olup denklem (5)'teki gibi ifade edilebilir:

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)^2 + \frac{2}{T} \sum_{t=1}^m \omega(1, m) \sum_{t=t+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (5)$$

Bu denklemde, $\omega = (1 - m)$ Barlett Kernel fonksiyonu temel alınarak $\omega(1, m) = 1 - l(m + 1)$ şeklinde tanımlanmıştır. Gecikme parametresi “m”, Newey-West (1994) tahmincisi kullanılarak hesaplanmıştır.

Çalışmada hisse senedi getiri oynaklığı serisi normal, student t ve çarpık student t dağılımları dikkate alınarak ARFIMA-FIGARCH ikili uzun hafıza modeliyle araştırılmıştır. Uzun hafıza, serinin birbirine uzak gözlemleri arasında zamana bağlı (kesirli-parçalı) bütünleşmenin gerçekleşmesi olarak ifade edilebilir. Literatürde kesirli bütünleşme kavramı, ilk kez Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından ele alınmış ve ARIMA (p,1,g) modeli ortaya konulmuştur. Daha sonra Diebold ve Rudebusch (1989), kesirli bütünleşme için ARIMA (p, 1, g) modelinin genişletilmiş şekli olan aşağıda denklem (6)'da yer alan ARFIMA (p, ζ , g) modelini önermiştir:

$$\Phi(L)(1-L)^d Y_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (6)$$

Denklem (4)'te “d” kesirli bütünleşme parametresidir. $(1-L)^d$ kesirliliği gösteren kısım binom açılımla sonlu bir MA süreci halinde aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$(1 - L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!} L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!} L^3 + \dots \quad (7)$$

Denklem (5)'te eğer $d = 0$ ise Y_t serisi ARMA (p,q) sürecini takip edecek ve otokorelasyon katsayısı geometrik olarak azalacaktır. Eğer $d > 0$ ise kesirli fark parametresi tarafından ortaya konan otokorelasyon katsayısı hiperbolik orana nazaran daha yavaş bir şekilde azalacaktır. d parametresi 0-0.5 arasında ise Y_t serisinin durağanlığı sürecek; ancak otokorelasyon katsayıları toplanamayacak düzeyde çok yavaş azalacaktır. d parametresi 0.5-1 arasında ise Y_t serisinin durağanlığı ortadan kalkacak; ancak sistemi etkileyen herhangi bir şokun uzun dönemde etkisi yok olacağı için ortalamaya dönme eğiliminde olacaktır. Eğer d parametresi $d \geq 1$ ise Y_t serisi durağan olmayacak ve şokun etkisinin sonsuza kadar sürmesi sebebiyle ortalamasına geri dönmeyecektir (Barışık ve Çevik, 2008: 119). Bu problemle başa çıkabilmek için Engle (1982) otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelini, Bollerslev (1986) ise oynaklık modeline koşullu varyansı ekleyerek genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini önermiştir. Baillie vd. (1996) ise oynaklıktaki uzun hafıza özelliğini tespit etmek için Kesirli Bütünleşik GARCH (p,d,g) (FIGARCH) modelini ortaya koymuştur. FIGARCH modeliyle GARCH modelini birbirinden ayıran en önemli fark, zaman serisinde oluşan geçmiş şokların etkisinin yüksek oranda azalırken, yeni ortaya çıkan şokların etkisinin

daha uzun süreli kalacak şekilde hiperbolik olarak azalmasıdır. FIGARCH modeli denklem (8)'deki gibi gösterilebilir:

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1-L)^d\} \varepsilon_t^2 \quad (8)$$

Burada $\omega > 0$, $\beta < 1$, $\phi < 1$ 'dir. L gecikme işlemcisidir. d kesirli bütünleşme parametresi olup $0 \leq d \leq 1$ arasında bir değerler alabilir. d kesirli bütünleşme parametresinin $0 < d < 1$ arasında bir değer alması seride orta düzeyde bir oynaklık kalıcılığının olduğu anlamına gelmektedir. Bu modelde şokların koşullu varyans üzerindeki etkisinin sürekliliği d kesirli bütünleşme parametresiyle ölçülmektedir. Bu parametrenin 0'a eşit olması halinde FIGARCH (p,d,g) süreci GARCH (p,g)'a, 1'e eşit olması durumunda ise IGARCH sürecine dönüşmektedir (Baillie vd., 1996: 3-30; Çevik, 2012: 4445; Pekkaya ve Albayrak, 2013: 98; Çelik ve Kaya, 2018: 207).

Çalışmada son olarak asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi Markov Switching Regresyon modeliyle araştırılmıştır. Markov Switching (MS) Regresyon modeli ilk kez Hamilton (1989) tarafından literatüre kazandırılmış, daha sonra Hamilton (1996) ve Chen (2006) gibi yazarlar tarafından geliştirilmiştir. Bu model, farklı dönemlerde farklı özellikler gösteren doğrusal olmayan bir yapıya sahiptir. Bu modelde gösterge fonksiyonu görevi gören bir değişken yardımıyla en az iki rejimde oluşan süreç, rejim değişkeni olarak ifade edilen bir değişkenle birleştirilerek farklı özelliklere sahip dönemler ayrı ayrı değerlendirilebilmektedir. Klasik bir MS regresyon modeli aşağıdaki gibi oluşturabilir (Hamilton, 1989: 357-384; Hamilton, 1996: 127-157; Chen, 2006: 208-224; Evci vd., 2016: 69):

$$X_t = s_t \mu_1 + (1 - s_t) \mu_2 \varepsilon_t \quad (9)$$

Bu denklemde s_t , gözlenemeyen durum değişkenini temsil etmektedir ve iki durumlu rejimlerde 0 ve 1 değerlerini alan durum değişkenleridir. s_t , 1 değerini aldığı anda model;

$$X_t = \mu_1 + \varepsilon_t \quad (10)$$

s_t , 0 değerini aldığı anda ise model;

$$X_t = \mu_2 + \varepsilon_t \quad (11)$$

şeklinde oluşturulmaktadır. $s_t, 1, 2, \dots, k$ gibi iki ya da daha fazla değer aldığı anda ise modeli aşağıdaki gibi oluşturabilmek mümkündür:

$$X_t = \mu_{s_t} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Yukarıda sunulan iki rejimli ve tek değişkenli Markov Switching modeli genişletilerek aşağıdaki modele dönüştürülebilir:

$$X_t = c(s_t) + \beta_1(s_t)X_{t-1} + \dots + \beta_p(s_t)X_{t-p} + (s_t)u_t \quad (13)$$

Modelde s_t , gözlenemeyen durum değişkenini temsil etmekte olup hata terimlerinin 0, ortalama ve 1 varyans ile normal dağıldığı varsayılmaktadır. Bu modelden faydalanılarak serinin hangi rejimde bulunduğu, bir rejimde kalma veya diğer rejime geçme olasılıkları ve serinin ilgili rejimde kalma süreleri belirlenebilmektedir. P_{ij} , rejimler arası sabit geçiş olasılıkları olmak üzere iki durumlu rejimler aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Hamilton, 1989: 357-384; Hamilton, 1996: 127-157; Chen, 2006: 208-224; Evci vd., 2016: 70):

$$P_{ij} = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \quad (14)$$

P_{ij} matrisindeki her bir değer koşullu olasılık şeklinde aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$P\left(\frac{s_t=j}{s_{t-1}=i}\right) = P_{ij} \quad (i, j=1,2) \quad (15)$$

Bu ifade ediliş şekline göre P_{11} süreci, birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrar birinci rejimde olma olasılığını, P_{12} süreci, birinci rejimdeyken bir sonraki dönemde ikinci rejimde olma olasılığıdır. Benzer şekilde, P_{22} süreci, ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde tekrar ikinci rejimde olma olasılığını ve P_{21} süreci, ikinci rejimdeyken bir sonraki dönemde birinci rejimde olma olasılığını ifade etmektedir. Sabit geçiş olasılıklarını kullanarak her bir rejimin süreçte ortalama ne kadar süre kalacağı tespit edilebilmektedir. Bu doğrultuda birinci ve ikinci rejimde ortalama kalma süreleri sırasıyla denklem (16) ve denklem (17)'deki gibi hesaplanabilir (Hamilton, 1989: 357-384; Hamilton, 1996: 127-157; Chen, 2006: 208-224; Evci vd., 2016: 70):

$$\frac{1}{1-P_{11}} \quad (16)$$

$$\frac{1}{1-P_{22}} \quad (17)$$

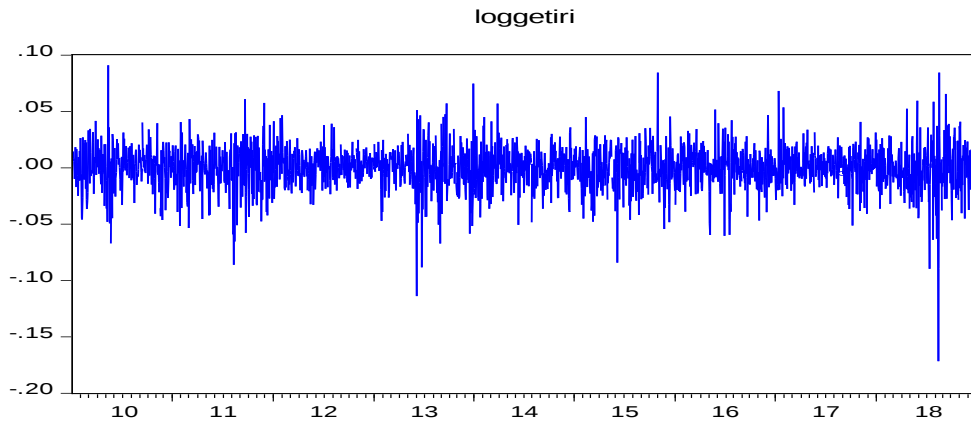
4. BULGULAR

Çalışmada ilk olarak getiri serisine ilişkin tanımlayıcı istatistiklere Tablo 1'de yer verilmiştir.

Tablo 1. Getiri Serisine İlişkin Tanımlayıcı İstatistikler

	GETİRİ
Gözlem Sayısı	2264
Ortalama	-0.000327
Medyan	0.000623
Maksimum	0.090855
Minimum	-0.171577
Standart Sapma	0.019301
Çarpıklık	-0.636320
Basıklık	7.815800
Jarque-Bera	2340.555
p Olasılık Değeri	0.000
Q (10)	6.0626
Q (20)	16.446
Q (50)	42.637
Q ² (10)	217.427*** (0.0000)
Q ² (20)	276.127*** (0.0000)
Q ² (50)	335.759*** (0.0000)
ARCH Etkisi	ARCH (2) 68146*** (0.0000)
	ARCH (5) 30.505*** (0.0000)
	ARCH (10) 16.080*** (0.0000)

Sonuçlara göre, getiri serisi için örneklem ortalaması negatif ve sıfıra oldukça yakındır. Çalışmada getiri serisinin basıklık katsayısının pozitif olması dağılım eğrisinin daha dik olduğu anlamına gelmektedir. Getiri serisinin basıklık ve çarpıklık değerleri incelendiğinde, ilgili serinin çarpıklık değerinin negatif asimetri, basıklık değerinin 3'ten büyük olması nedeniyle seride kalın kuyruk probleminin yaşandığı görülmektedir. Ayrıca seriye ilişkin basıklık ve çarpıklık değerleri serinin normal dağılmadığına yönelik ipuçları vermektedir. Normallik varsayımının araştırılmasında kullanılan bir diğer test olan Jarque-Bera testine göre ise serinin p olasılık değerlerinin 0,01'den küçük olması nedeniyle "seriler normal dağılmaktadır" hipotezi reddedilmiş ve serinin normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca Jarque-Bera test istatistiklerinin oldukça yüksek olması da serinin normal dağılmadığına işaret eden bir göstergedir. Aşağıda getiri serisine ilişkin verilen zaman yolu grafiği de normallik varsayımının geçerli olmadığı bulgularını desteklemektedir.



Grafik 1. Getiri Serisinin Zaman Yolu Grafiği

Getiri serisine ilişkin zaman yolu grafiği incelendiğinde, seride büyük değişimleri büyük hareketlerin, küçük değişimleri ise küçük hareketlerin izlediği görülmektedir. Bu durum BİST 100 Endeksi'nde değişen varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin yaşandığının bir göstergesidir. Ayrıca Ljung Box Q^2 istatistiklerinin oldukça yüksek olması da seride oynaklık kümelenmesinin yaşandığını kanıtlar niteliktedir. Çalışmada, Ljung Box Q ve Q^2 istatistikleri getiri ve karesi alınmış getiri serilerinin hata terimlerinin bağımsızlığını test etmek amacıyla tahminlenmiş, özellikle karesi alınmış getiri serisine ilişkin hata terimlerinin birbirinden bağımsız ve aynı dağılıma sahip olmadığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgu seride otokorelasyon probleminin yaşandığını ortaya koymaktadır. Son olarak, ARCH testiyle yapılan analizlerin sonucunda ise getiri serisinin hata terimlerinde farklı gecikme uzunluklarında güçlü bir otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu durum serilerin modellenmesinde GARCH tipi modellerin kullanılmasını gerektiğini gözler önüne sermektedir. Fakat ilgili model analizleri yapılmadan önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Bu kapsamda, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve KPSS birim kök testleriyle serilerin durağanlıkları araştırılmış elde edilen sonuçlar Tablo.2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Serilere İlişkin Birim Kök Test Sonuçları

Birim Kök Testlerine İlişkin Sonuçlar			
Model	LogGetiri	Talotturnover	ASFM
KPSS	0.095556***	0.108015***	0.702607***
ADF	-45.51790***	-8.886903***	-13.97338***
PP	-45.47511***	-28.99302***	-39.44711***
*** %1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Serilerin logaritmik ya da trendden arındırılmış olması nedeniyle sadece trendsiz model bulgularına yer verilmiştir.			

ADF ve PP testleri için “sıfır hipotezi” birim kökün varlığını veya durağan olmama durumunu gösterirken, KPSS testi için “seriler durağandır” sürecini temsil etmektedir. Her iki seri için oluşturulan ADF ve PP birim kök test sonuçlarının büyük negatif sonuçları serilerde “birim kök vardır” hipotezini reddetmekte ve serilerin düzey değerlerinde durağan olduğunu göstermektedir. KPSS test istatistik değerlerinin her iki seri için anlamlılık düzeylerinden küçük olması nedeniyle “seriler durağandır” hipotezi reddedilememektedir. Diğer bir deyişle, tüm test sonuçlarına göre serilerin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Serilerin birim kök sınaması yapıldıktan sonra getiri ve getiri oynaklığı serilerinin uzun hafıza özelliği taşıyıp taşımadıkları test edilmiştir. Çalışmada oynaklık serilerini temsilen literatürle uyumlu bir şekilde hem getiri serisinin mutlak değeri hem de getiri serisinin karesi esas alınmıştır. Çalışmada uzun hafıza özelliği, literatürde yaygın olarak kullanılan Lo (1991)’nin R/S testi, Robinson ve Henry (1999)’nin GSP (Gaussian semi-parametrik) testi ile Geweke, Porter ve Hudak (1983)’in GPH testleriyle H_0 hipotezi “Serilerde uzun hafıza özelliği yoktur” şeklinde araştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar ise Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3. Uzun Hafıza Testlerine İlişkin Sonuçlar

	Getiri (r)	Varyans (r^2)	MGetiri
Lo R/S Testi			
q=1	0.94949	2.00369**	2.58938***
q=2	0.943898	1.87014*	2.44302***
q= 5	0.946427	1.6756	2.15465***
GPH Testi			
m= $T^{0.5}$	-0.116973 [0.2677]	0.437368*** [0.0000]	0.861799*** [0.0000]
m= $T^{0.6}$	-0.0229487 [0.7370]	0.318285*** [0.0000]	0.574918*** [0.0000]
m= $T^{0.7}$	-0.0158557 [0.7245]	0.246161*** [0.0000]	0.407214*** [0.0000]
m= $T^{0.8}$	-0.0341578 [0.2566]	0.204348*** [0.0000]	0.298085*** [0.0000]
GSP Testi			
m= T/4	-0.0115903 [0.5813]	0.220806*** [0.0000]	0.35703*** [0.0000]
m= T/8	0.00218249 [0.9415]	0.251779*** [0.0000]	0.428265*** [0.0000]
m= T/16	0.0113812 [0.7862]	0.349799*** [0.0000]	0.546166*** [0.0000]
m= T/32	-0.0902692 [0.1282]	0.330206*** [0.0000]	0.555851*** [0.0000]
Uzun Hafıza İstatistikleri			
%90 [0.861 1.747] %95 [0.809 1.962] % 99[0.721 2.098]			
***, **, * sırasıyla %1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Tabloda q ifadesi Lo’s R/S testi için kullanılan gecikme uzunluklarını m ifadesi ise GPH testi için bandwidth değerlerini vermektedir.			

Çalışmada getiri serisinde uzun hafıza özelliği tespit edilemese de, getiri oynaklığı serisinde uzun hafıza özelliğinin bulunması bu özellikler dikkate alan ARFIMA (p, ξ , g)-FIGARCH (p, d, g) tipi modellerin kullanılabileceğine işaret etmektedir. Ancak öncesinde getiri serisi için en uygun ARFIMA (p, ξ , g) modellerinin tespit edilmesi gerekmektedir. Bu kapsamda her iki seri için ARFIMA (0, ξ , 0)'dan ARFIMA (3, ξ , 4)'de kadar çeşitli denemeler yapılmış log-likelihood değeri, katsayıların anlamlılığı ve AIC bilgi kriterlerine göre en uygun model yapısı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla incelenen modeller arasında getiri serisi için en uygun modelin ARFIMA (3, ξ , 4) olduğu tespit edilmiştir. Örnek teşkil etmesi amacıyla seri için iki model sonucu Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4. Getiri Serisi İçin ARFIMA (p, ξ , g) Model Tahmin Sonuçları

Katsayılar	Getiri Serisi İçin Örnek ARFIMA Modelleri	
	ARFIMA (3, ξ , 4)	ARFIMA(4, ξ , 4)
C	-0.000325309	-0.000325406
ξ	-0.0448509	-0.0421869
AR (1)	0.491174***	0.446752
AR (2)	0.521446***	0.546132***
AR (3)	-0.922794***	-0.896775***
AR (4)	-	-0.0429880
MA (1)	-0.402413***	-0.360823
MA (2)	-0.543725***	-0.566386***
MA (3)	0.878443***	0.854389***
MA (4)	0.0892328***	0.128875
AIC	-5.0562182	-5.05534236
Log-Likelihood	5733.63901	5733.64756
Çarpıklık	-0.60757	-0.60748
Basıklık	4.6285	4.6305
Normallik Test İstatistikleri	603.76*** [0.0000]	604.24*** [0.0000]
Asimptotik Test İstatistikleri	2160.2*** [0.0000]	2161.9*** [0.0000]
Q (50)	37.218	37.032
Q ² (50)	322.77***	323.32***
ARCH-LM (10)	16.032*** [0.0000]	15.991*** [0.0000]
ARCH-LM (20)	10.373*** [0.0000]	10.352*** [0.0000]
ARCH-LM (50)	4.9128*** [0.0000]	4.9060*** [0.0000]
*** % 1 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı, ξ ise uzun hafıza modeline ilişkin d parametresini, [] p olasılık değerlerini ifade etmektedir. ARFIMA modelinin tahmininde en çok olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) yöntemi kullanılmıştır.		

Sonuçlar incelendiğinde, d (ξ - kesirli bütünleşme) parametresi % 1 anlamlılık düzeyinde her ne kadar -0.000325406 ve -0.000325309 değerlerini alsa da istatistiksel açıdan anlamsız olması sebebiyle diğer uzun hafıza testleriyle tutarlı olarak ARFIMA modelinin getiri serisi için uzun hafıza özelliğini desteklemediği görülmektedir. Normallik ve asimptotik test istatistikleri ile çarpıklık ve basıklık sonuçları modellere ilişkin artıkların normal dağılmadığına, negatif asimetri gösterdiğine ve artıklarda kalın kuyruk probleminin yaşandığına işaret etmektedir. Ljung Box Q ve Q² test sonuçları, ARFIMA(3, ξ , 4) modeli için

serinin getiri karelerinden elde edilen artıkların otokorelasyon içerdiğini göstermektedir. Ayrıca ARCH test sonuçları ise getiri serisine ilişkin modelin hata terimlerinde ARCH etkisinin olduğunu gözler önüne sermektedir.

Oynaklık modelleriyle yapılan analizlerde serilerin varyansındaki olası yapısal kırılmalar uygulanan modellerin tahmin doğruluğunu ve modellerden elde bulguları etkilemektedir. Bu nedenle çalışmada Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle serideki kırılmalar araştırılmış ve elde edilen bulgular Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5. Getiri Serisi İçin Varyans Kırılma Tarihleri

ICSS (IT)	ICSS (K-1)	ICSS (K-2)
07.05.2010	-	-
25.05.2010	-	-
ICSS (IT) Inclant-Tiao algoritmasını, ICSS (K-1) Kappa-1 algoritmasını ve ICSS (K-2) ise Kappa-2 algoritmasını temsil etmektedir.		

Tablo 5 incelendiğinde, Inclant-Tiao'nun ICSS algoritması, sadece 2010'un Mayıs ayına ilişkin 2 yapısal kırılma göstermiş, diğer testlere göre ise oynaklıkta yapısal kırılma tespit edilememiştir. Sanso vd. (2004) çalışmalarında, IT algoritmasının aşırı basık ve koşullu değişen varyans özelliği taşıyan finansal zaman serileri için Kappa-1 ve Kappa-2 algoritmalarına göre birtakım eksik yönlerinin bulunduğu ve bu tür serilerde Kappa-2 algoritmasının daha doğru sonuçlar sunduğundan söz edilmiştir (Sanso vd., 2004: 32). Çalışmada Kappa-1 ve Kappa-2 algoritmalarıyla oynaklıkta herhangi bir yapısal kırılmaya ulaşılamaması nedeniyle yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın hisse senedi getiri oynaklığı serisi için en uygun ARFIMA-FIGARCH modeli normal, student t ve çarpık student t dağılımlarıyla araştırılmıştır. Çalışmada normal dağılım hariç diğer iki dağılım için anlamlı bulgulara ulaşılmış ve elde edilen bulgular Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6. Getiri Serisi İçin En Uygun ARFIMA-FIGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Katsayılar	ARFIMA(3,4)- FIGARCH (1,d,1)	
	Student t Dağılımına Göre	Çarpık Student t Dağılımına Göre
C (M)	0.001409*** (0.00043394) [0.0012]	0.002213*** (0.00057777) [0.0001]
ξ	-0.029818 (0.029929) [0.3192]	-0.027612 (0.028977) [0.3407]
AR (1)	0.512984*** (0.13203) [0.0001]	0.497287*** (0.15012) [0.0009]
AR (2)	0.429845*** (0.10716) [0.0001]	0.441022*** (0.11552) [0.0001]
AR (3)	-0.853057*** (0.095601) [0.0000]	-0.853566*** (0.087827) [0.0000]
MA (1)	-0.446172*** (0.14389) [0.0020]	-0.426239*** (0.15772) [0.0069]
MA (2)	-0.439584*** (0.10301) [0.0000]	-0.451644*** (0.11173) [0.0001]
MA (3)	0.821207***	0.819057***

	(0.088483) [0.0000]	(0.078900) [0.0000]
MA (4)	0.064043* (0.036984) [0.0835]	0.069773* (0.037790) [0.0650]
C(V)	0.156231*** (0.042877) [0.0003]	0.191628*** (0.046376) [0.0000]
Getiri (V)	-0.001914*** (0.00043755) [0.0000]	-0.002781*** (0.00043270) [0.0000]
d-FIGARCH	0.202802 (0.15908) [0.2035]	0.245702*** (0.067642) [0.0003]
Φ_1	0.764091*** (0.26826) [0.0044]	0.650941*** (0.12821) [0.0000]
β_1	0.828503*** (0.10881) [0.0000]	0.775691*** (0.058046) [0.0000]
v	7.400137*** (1.1078) [0.0000]	
Asimetri Etkisi		0.120739*** (0.045851) [0.0085]
Kalın Kuyruklu		6.739559*** (0.038291) [0.0000]
Log (LL)	5930.657	5934.188
AIC	-5.225846	-5.228081
SIC	-5.187916	-5.187622
Jarque Bera	627.36	3980.8***
Q (50)	27.2222 [0.9709815]	28.0623 [0.9619084]
Q ² (50)	40.3371 [0.7760796]	19.7914 [0.9998970]
ARCH-LM (10)	1.2894 [0.2756]	0.35122 [0.9666]
ARCH-LM (20)	1.6933 [0.1328]	0.50249 [0.9669]
ARCH-LM (50)	1.0506 [0.3977]	0.37257 [1.0000]
P(40)	44.0919*** [0.007445]	41.4064** [0.010636]
P(50)	53.0053** [0.019956]	50.3993** [0.026823]
P(60)	63.3852** [0.029255]	50.8763 [0.191244]

***, **, * sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel açıdan anlamlılığı ifade etmektedir. Burada C (M) getiri serisinin sabit terimini, C(V) getiri oynaklığı serisinin sabit terimini, ξ uzun hafıza modellerine ilişkin d parametrelerini, β_1 , β_2 ve β_3 GARCH parametrelerini ve Φ_1 , Φ_2 ve Φ_3 ARCH parametrelerini temsil etmektedir. Ayrıca v student t dağılımına ilişkin DF istatistiklerini, () standart hataları ve [] ise p olasılık değerlerini ve Log (LL) Log-likelihood değerlerini ve P(40), P(50) ve P(60), sırasıyla 40,50 ve 60 hücre için Pearson Uyum İyiliği istatistiklerini temsil etmektedir.

Tablo 6 incelendiğinde, model ve dağılımın uygunluğu test eden Pearson Uyum İyiliği testine göre her iki dağılımın getiri serisi için uygun olduğu görülmektedir. Ancak ilgili modellere ilişkin katsayıların anlamlılıkları, AIC ve SIC bilgi kriterleri ve log-likelihood test istatistikleri incelendiğinde, en uygun modelin çarpık student t dağılımıyla ortaya konan

ARFIMA(3,4)- FIGARCH (1,d,1) modelinin olduğu söylenebilir. İlgili model incelendiğinde, getiri serisinin uzun hafıza özelliği taşımadığı; ancak getiri oynaklığı serisinin ise uzun hafıza özelliğine sahip olduğu görülmektedir. Ayrıca ilgili modelden hisse senedi getiri oynaklığı serisinde pozitif asimetri etkisinin ve kalın kuyruklu problemi var olduğu söylenebilir. Çalışmada son olarak asimetrik bilginin (ASFM ve Talogturnover serilerinin) hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi Markov Switching regresyon testiyle araştırılmış ve elde edilen bulgulara Tablo 7, Tablo 8, Tablo 9 ve Tablo 10 ile Grafik 2 ve Grafik 3'te yer verilmiştir.

Tablo 7. Alım Satım Fiyat Marjının Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Geçiş Olasılıklı Markov Switching Modeli

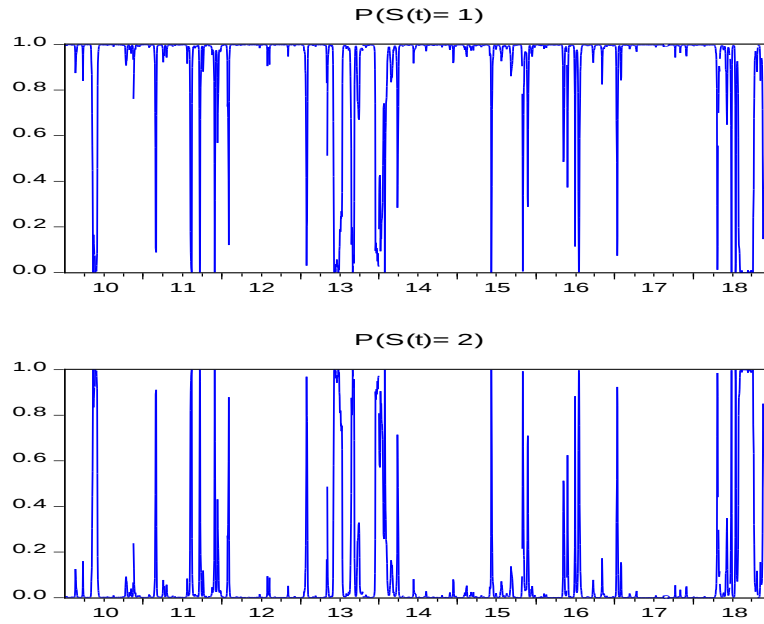
Bağımlı Değişken: CONDV				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık(Prob.)
Rejim 1				
ASFM	0.019032	0.000224	84.89694	0.0000
LOG(SIGMA)	-8.871696	0.023441	-378.4675	0.0000
Rejim 2				
ASFM	0.021955	0.001213	18.09463	0.0000
LOG(SIGMA)	-7.560785	0.076457	-98.88883	0.0000
Geçiş Matrisi Parametreleri				
P11-C	4.114146	0.251376	16.36653	0.0000
P21-C	-1.697394	0.280975	-6.041081	0.0000

Tablo 7 incelendiğinde, alım satım fiyat marjının hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde her iki rejimde de arttırıcı bir etkisinin olduğu ve söz konusu etkinin Rejim 1'e kıyasla Rejim 2'de daha yüksek olduğu görülmektedir.

Tablo 8. Alım Satım Fiyat Marjının Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Geçiş Olasılıkları Matrisi

Sabit Markov Geçiş Olasılıkları		
	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.983923	0.016077
Rejim 2	0.154806	0.845194
Rejimde Sabit Kalma Süreleri		
	Rejim 1	Rejim 2
	62.19991	6.459699

Tablo 8 incelendiğinde, geçiş olasılıkları matrisine göre ekonominin Rejim 1'deyken yine aynı rejimde kalma olasılığının % 98,39, Rejim 2'deyken yine aynı rejimde kalma olasılığının ise % 84,51 olduğu görülmektedir. Ayrıca ekonominin Rejim 1'den Rejim 2'ye geçiş olasılığı % 1,6'yken, Rejim 2'den Rejim 1'e geçiş olasılığının % 15,48 olduğu da Tablo 8'den elde edilen bulgular arasındadır. Elde edilen bu bulgulara göre, her iki rejiminde kalıcı bir niteliğe sahip olduğu çıkarımında bulunabilmek mümkündür. Son olarak rejimde kalma süreleri incelendiğinde, ortalama birinci rejimde kalma süresinin 62,19 ay, ortalama ikinci rejimde kalma süresinin ise 6,45 ay olduğu söylenebilir.



Grafik 2. Alım Satım Fiyat Marjının Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Markov Switching Yumuşak Geçişli Rejim Olasılıkları

Grafik 2 incelendiğinde, Tablo 7 ve Tablo 8’den elde edilen bulgularla tutarlı olarak Rejim 2’nin ilgili endekste finansal stres düzeyinin yüksek olduğu dönemi, Rejim 1’in ise ilgili endekste finansal stres düzeyinin diğer rejime kıyasla daha düşük olduğu dönemi temsil ettiği söylenebilir.

Tablo 9. Tutar Cinsinden Toplam İşlem Hacminin (Turnover) Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Geçiş Olasılıklı Markov Switching Modeli

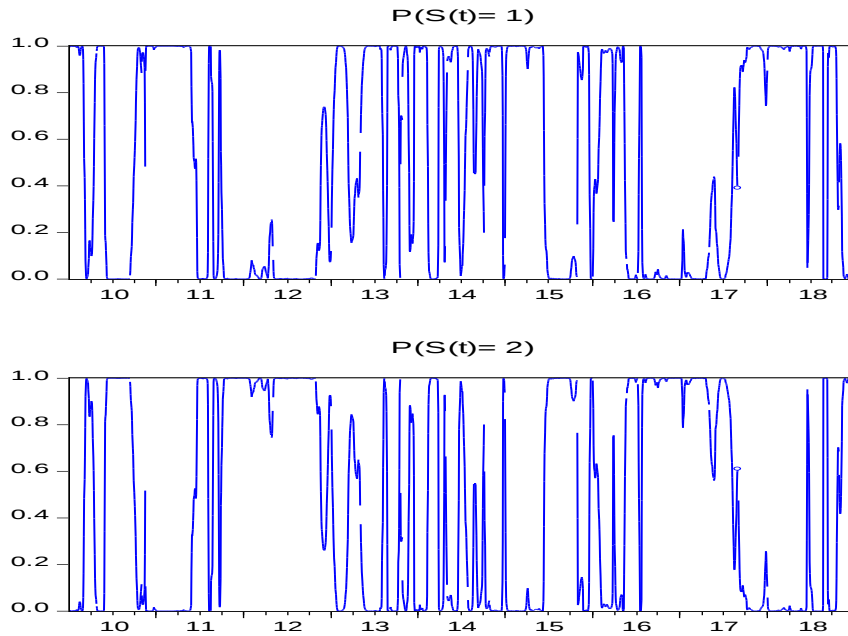
Bağımlı Değişken: CONDV				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	Z-İstatistiği	Olasılık(Prob.)
Rejim 1				
TALOGTURNOVER	0.000938	5.04E-05	18.58946	0.0000
LOG(SIGMA)	-7.820893	0.025623	-305.2306	0.0000
Rejim 2				
TALOGTURNOVER	-0.000629	3.01E-05	-20.89840	0.0000
LOG(SIGMA)	-8.101870	0.025940	-312.3303	0.0000
Geçiş Matrisi Parametreleri				
P11-C	3.693831	0.231519	15.95475	0.0000
P21-C	-3.616109	0.229399	-15.76341	0.0000

Tablo 9 incelendiğinde, tutar cinsinden toplam işlem hacminin Rejim 1’de hisse senedi getiri oynaklığını artırıcı bir etkiye sahip olduğu görülürken, Rejim 2’de ise tutar cinsinden toplam işlem hacminin hisse senedi getiri oynaklığını azaltıcı bir etki oluşturduğu söylenebilir.

Tablo 10. Tutar Cinsinden Toplam İşlem Hacminin (Turnover) Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Geçiş Olasılıkları Matrisi

Sabit Markov Geçiş Olasılıkları		
	Rejim 1	Rejim 2
Rejim 1	0.975727	0.024273
Rejim 2	0.026183	0.973817
Rejimde Sabit Kalma Süreleri		
	Rejim 1	Rejim 2
	41.19855	38.19256

Tablo 10 incelendiğinde, geçiş olasılıkları matrisine göre ekonominin Rejim 1’deyken yine aynı rejimde kalma olasılığı % 97,57’yken, Rejim 2’deyken yine aynı rejimde kalma olasılığının ise % 97,38 olduğu görülmektedir. Ayrıca ekonominin Rejim 1’den Rejim 2’ye geçiş olasılığı % 2,42’yken, Rejim 2’den Rejim 1’e geçiş olasılığının ise % 2,61 olduğu da Tablo 10’dan elde edilen bulgular arasındadır. Elde edilen bu bulgulara göre, her iki rejiminde kalıcı bir niteliğe sahip olduğu çıkarımında bulunabilmek mümkündür. Son olarak rejimde kalma süreleri incelendiğinde, ortalama birinci rejimde kalma süresinin 41,19 ay, ortalama ikinci rejimde kalma süresinin ise 38,19 ay olduğu söylenebilir.



Grafik 3. Tutar Cinsinden Toplam İşlem Hacminin (Turnover) Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisine İlişkin Markov Switching Yumuşak Geçişli Rejim Olasılıkları

Grafik 3 incelendiğinde, Tablo 9 ve Tablo 10’dan elde edilen bulgularla tutarlı olarak Rejim 1’in ilgili endekste finansal stres düzeyinin yüksek olduğu dönemi, Rejim 2’nin ise ilgili endekste finansal stres düzeyinin düşük olduğu dönemi temsil ettiği söylenebilir.

5. SONUÇ

Bu çalışmada asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi ARFIMA-FIGARCH ve Markov Switching Regresyon modelleriyle ortaya konulması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda BİST 100 Endeksi’nin 04.01.2010-31.12.2018 dönemine ilişkin

günlük verileri dikkate alınmıştır. Çalışmada ilk olarak, getiri serisinin varyansındaki muhtemel kırılmalar Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testiyle araştırılmış, herhangi bir kırılma tarihi tespit edilememiştir. Bu nedenle, yapısal kırılmalar dikkate alınmaksızın ARFIMA-FIGARCH modeliyle hisse senedi getiri oynaklığı serisi için en uygun model araştırılmış, en uygun modelin çarpık student t dağılımına göre ARFIMA(3,4)- FIGARCH (1,d,1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Çalışmada son olarak, ARFIMA-FIGARCH modelinden elde edilen koşullu oynaklık serileri kullanılarak asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerindeki etkisi Markov Switching Regresyon modeliyle araştırılmıştır. Alım satım fiyat marjına ilişkin oluşturulan modelden alım satım fiyat marjının hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde her iki rejimde de arttırıcı bir etkisinin olduğu ve söz konusu etkinin Rejim 2’de Rejim 1’e göre daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Tutar cinsinden toplam işlem hacmine ilişkin oluşturulan modelden ise tutar cinsinden toplam işlem hacminin Rejim 1’de hisse senedi getiri oynaklığını arttırıcı; Rejim 2’de ise azaltıcı bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Elde edilen bulgular çerçevesinde asimetrik bilginin hisse senedi getiri oynaklığı üzerinde kaydadeğer bir etkisinin olduğu ve bu etkinin dönemsel bazda piyasadaki belirsizlikle paralel olarak değişkenlik gösterdiği söylenebilir. Ayrıca, elde edilen bu bulgular, BİST 100 Endeksi’nde faaliyette bulunan bazı piyasa katılımcılarının ilişki kurduğu şirket ya da şirketlerin temel değeriyle ilgili daha fazla bilgiye sahip olduğuna işaret etmektedir.

Sonuç olarak, bilgili ve bilgisiz piyasa katılımcıları arasındaki çıkar çatışmaları sadece şirketlerin değer belirsizliğini (hisse senetlerinin getiri oynaklığını) arttırmamakta aynı zamanda yatırımcıların şirketlerin gelecekteki değer dağılımları hakkında korumacı bir politika izlemelerine yol açmaktadır. Bu nedenle, piyasadaki asimetrik bilgiyi ortadan kaldırmak için özel bilgi üretimi ve satışı, bilgilendirmeyi arttırıcı ve içeriden öğrenenlerin ticaretini sınırlayıcı kamusal düzenlemeler, finansal aracılık, şirketlerin faaliyetlerini gözetleme ve sınırlayıcı kuralları uygulama gibi birtakım araçların titizlikle uygulamaya geçirilmesi yararlı olabilir. Bundan sonraki çalışmalarda seriler arasındaki ilişkinin farklı örneklemeler üzerinde incelenmesi, farklı dönemler ile yöntemlerin kullanılması, asimetrik bilgiyi temsil eden değişkenleri arttırarak araştırmanın yapılması ile konunun önemi vurgulanabilir.

KAYNAKLAR

- Akerlof, George A. (1970), “The Market for Lemons: Quality, Uncertainty, and the Market Mechanism”, The Quarterly Journal of Economics, 84, 13, pp. 488-500.
- Alhaj-Yaseen, Yaseen S.- Barkoulas, John T.- Ouandlous, Arav (2020), “Liberalization and Asymmetric Information Flow Dynamics in the Chinese Equity Markets”, The Journal of Economic Asymmetries, 21, pp. 1-22.
- Baillie, Richard. T.- Bollerslev, Tim -Mikkelsen, Hans Ole (1996), “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, Journal of Econometrics, 74, pp.3-30.

- Balcilar, Mehmet- Bouri, Elie- Gupta, Rangan- Roubaud, David (2017), “Can Volume Predict Bitcoin Returns and Volatility? A Quantiles-Based Approach”, *Economic Modelling*, 64, pp. 74–81.
- Barışık, Salih- Çevik, Emrah İsmail (2008), “Yapısal Kırılma Testleri İle Türkiye’de İşsizlik Histerisinin Analizi: 1923-2006 Dönemi”, *KMU İİBF Dergisi*, 10,14, ss.109-134.
- Bedowska-Sojka, Barbara - Kliber, Agata (2019), “The Causality between Liquidity and Volatility in the Polish Stock Market”, *Finance Research Letters*, 30, pp. 110-115.
- Bogdan, Siniša- Bareša, Suzana- Ivanovic, Saša (2012), “Measuring Liquidity on Stock Market: Impact on Liquidity Ratio”, *Tourism and Hospitality Management*, 18,2, pp.183-193.
- Chen, Shiu Sheng (2006), “Revisiting the Interest Rate–Exchange Rate Nexus: A Markov–Switching Approach”, *Journal of Development Economics*, 79, pp. 208–224.
- Connolly, Robert - Stivers, Chris. (2005), “Macroeconomic News, Stock Turnover, and Volatility Clustering in Daily Stock Returns”, *The Journal of Financial Research*, 29,2, pp. 235-259.
- Çelik, İsmail - Kaya, Harun (2018), “Getiri ve Volatilitede Uzun Hafıza: BİST Banka Endeksi Özelinde Etkin Piyasalar Hipotezinin Testi”, 1. Uluslararası Bankacılık Kongresi, ss. 205-217, Ankara, Turkey.
- Çevik, Emrah İsmail (2012), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri İle Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme”, *Journal of Yasar University*, 26,7, ss. 4437-4454.
- Demireli, Erhan - Torun, Erdost (2010), “Alternatif Piyasa Oynaklıklarında Meydana Gelen Kırılmaların ICSS Algoritmasıyla Belirlenmesi ve Sürengeliğe Etkileri: Türkiye ve Londra Örneği”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 46, ss. 129-145.
- Evcı, Samet - Şak, Nazan - Adana Karaağaç, Gökben (2016), “Altın Fiyatlarındaki Değişimin Markov Rejim Değişim Modelleriyle İncelenmesi”, *Business and Economics Research Journal*, 7, 4, ss. 67-77.
- Fama, Eugene. F. (1970), “Efficient Capital Markets: A review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, 25, 2, pp. 383-417.
- Gebka, Bartosz - Wohar, Mark E. (2013), “Causality between Trading Volume and Returns: Evidence from Quantile Regressions”, *International Review of Economics & Finance*, 27, pp. 144–159.
- Gürgün, Gözde - Canbaloğlu, Bilge (2020), “Hisse Senedi Piyasasında Likidite ve Getiri Oynaklığı İlişkisi: Borsa İstanbul Örneği”, *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 12,1 ss. 599-609.

- Hamilton, James D. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica*, 57, 2, March, pp. 357-384.
- Hamilton, James D. (1996), “Specification Testing in Markov-Switching Time Series Models”, *Journal of Econometrics*, 70, 1, January, pp. 127-157.
- Hasan, Anwar - Othman, Abdullah, Alhabshi, Syed Musa - Haron, Razali (2019), “The Effect of Symmetric and Asymmetric Information on Volatility Structure of Crypto-Currency Markets: A Case Study of Bitcoin Currency”, *Journal of Financial Economic Policy*, 11, 3, pp.432-450.
- Hussain, Syed Mujahid (2011), “The Intraday Behaviour of Bid-Ask Spreads, Trading Volume and Return Volatility: Evidence from DAX30”, *International Journal of Economics and Finance*, 3, 1, February, pp. 23-34.
- Jensen, Michael C. - Meckling, William H. (1976), “Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3,4, pp. 305–360.
- Kong, Dongmin - Xiao, Tusheng - Liu, Shasha (2011), “Asymmetric Information, Firm Investment and Stock Prices”, *China Finance Review International*, 1, 1, pp. 6-33.
- Koubaa, Yosra - Slim, Skander (2019), “The Relationship between Trading Activity and Stock Market Volatility: Does the Volume Threshold Matter?”, *Economic Modelling*, 82, pp.168-184.
- Liu, Qingfu - Wong, Ieokhou - An, Yunbi - Zhang, Jinqing (2014), “Asymmetric Information and Volatility Forecasting in Commodity Futures Markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 26, pp. 79–97.
- Lu, Rong - Xu, Longbing (2004), “The Asymmetric Information Effect on Bull and Bear Stock Markets”, *Economic Research Journal*, 3, pp. 65–72.
- Lu, Chia Wu - Chen, Tsung Kang - Liao, Hsien Hsing (2010), “Information Uncertainty, Information Asymmetry and Corporate Bond Yield Spreads”, *Journal of Banking & Finance*, 34, September, pp. 2265–2279.
- Mishkin, Frederic S. (2001), “Financial Policy and the Prevention of Financial Crises in Emerging Market Countries”, In *IMF Working Paper*, WP/99/102, Paper No:2683.
- Mishkin Frederic S. (2004), *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*, Seventh Edition, Pearson Addison Wesley, United Kingdom.
- Mohd, Nurul Ain - Rahman, Aisyah Abd - Yaacob, Mohd Hasimi (2016), “The Impact Of Asymmetric Information on Foreign Portfolio Investment Flows”, *Proceeding of the 2nd International Conference on Economics & Banking 2016*, 2nd ICEB, 24th – 25th May 2016, pp. 73-81.

- Myers, Stewart C. - Majluf, Nicholas S. (1984), “Corporate Financing Investment Decision When Firms Have Information the Investors Do Not Have”, *Journal of Financial Economics*, 13, pp. 187-221.
- Pekkaya, Mehmet - Albayrak, Ali Sait (2013), “ARFIMA ve FIGARCH Yöntemlerinin Markowitz Ortalama Varyans Portföy Optimizasyonunda Kullanılması: İMKB-30 Endeks Hisseleri Üzerine Bir Uygulama”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 42, 1, ss. 93-112.
- Salih, Aslıhan (2018), “Bilgiye Dayalı Alım-Satımların Hisse Senetlerinin Fiyatları ve Oynaklık Üzerine Etkileri”, Program Kodu:1001, Proje No: 116K335, TÜBİTAK, Ankara.
- Sansó, Andreu - Arragó, Vicent – Carrion-i Silvestre, Josep Lluís. (2004), “Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series”, *Revista de Economiá Financiera*, 4, pp. 32-53.
- Şen, Ali (2006), “Asimetrik Bilgi-Finansal Kriz İlişkisi”, *Kütahya Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 14, ss. 1-34.
- Tchamyou, Venessa S. - Asongu, Simplicie A. - Nwachukwu, Jacinta C. (2018), “Effects of Asymmetric Information on Market Timing in the Mutual Fund Industry”, GDI Working Paper, <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/87870/>, pp. 1-24.
- Wang, George H. K. - Yau, Jot (2000), “Trading Volume, Bid–Ask Spread, and Price Volatility in Futures Markets”, *The Journal of Futures Markets*, 20, 10, pp. 943-970.-
- Yassin, Mohammed M. - Ali, Haitham Y. - Hamdallah, Madher E. (2015), “The Relationship between Information Asymmetry and Stock Return in the Presence of Accounting Conservatism”, *International Journal of Business and Management*, 10,5, pp.126-133.