

BORSA İSTANBUL'DA AŞIRI GÜVEN DAVRANIŞININ ALGORİTMİK/YÜKSEK FREKANSLI İŞLEMLERİN ETKİSİ ALTINDA İNCELENMESİ ve CDS İLİŞKİSİ

Esra ALP COŞKUN¹

Gönderim tarihi: 06.07.2020 Kabul tarihi:18.02.2021

Öz

Yatırımcılarda aşırı güven davranışının varlığını incelemek amacıyla getiriden işlem hacmine doğru aynı yönde bir nedensellik ilişkisinin analiz edilmesi literatürde genel kabul gören bir yöntemdir. Ancak son yıllarda algoritmik/yüksek frekanslı işlemlerin (YFİ) payındaki artış nedeniyle, işlem hacmi ve getiri arasındaki ilişkinin analiz edilmesinin aşırı güven davranışının yorumu için yeterli olmayabileceği düşünülmektedir. Bu amaçla, çalışmada aşırı güven davranışının analizinde açıklayıcı değişken olarak getirinin yanı sıra riskin göstergesi olarak kabul edilen kredi temerrüt takası (CDS) değişkeni de kullanılmıştır. Yüksek riskin aynı zamanda yüksek getiri ile ilişkili olması nedeniyle CDS değişkeninin, piyasada riskten kaçınan ve risk iştahı yüksek olan yatırımcı profillerinden hangisinin daha baskın olduğuna bağlı olarak işlem hacimlerindeki değişimleri açıklayabileceği düşünülmektedir. Çalışmada 2015-2020 ve YFİ'nin payının en yüksek olduğu 2019-2020 dönemleri ele alınmıştır. Getiri-işlem hacmi ve CDS-işlem hacmi ilişkileri, Granger, anlık nedensellik testleri, SVAR, etki tepki analizi ve tahmin hatası varyans ayrıştırma yöntemleri ile analiz edilmiştir. Ekonometrik modeller R studio programı kullanılarak uygulanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Aşırı güven, CDS, anlık nedensellik, etki tepki, tahmin hatası varyans ayrıştırma, yüksek frekanslı işlemler.

Jel Sınıflaması: G41, C5, D81,

THE ANALYSIS OF OVERCONFIDENCE IN BORSA ISTANBUL UNDER THE IMPACT OF ALGORITHMIC/HIGH FREQUENCY TRADING and CDS NEXUS

Abstract

Analysing the positive and causal relationship from returns to trading volume has been widely accepted methodology in the literature for the purpose of examining overconfidence behavior of investors. However, in recent years based on the increase in algorithmic/high frequency trading (HFT), it is not sufficient to analyze the relationship between trading volume and return in order to interpret as overconfidence. For this purpose, in the study, credit default swap (CDS), proxy of risk, has also been used beside return as an explanatory variable in the analysis of overconfidence. It has been thought that depending on the relationship between higher risks and higher return CDS variable may explain the fluctuations in trading volume based on which type of investor is dominant in the market: risk seeking or risk averse. In the study, 2015-2020 period and the period of 2019-2020 in which HFT is relatively higher have been used. Trading volume-return nexus and trading volume-CDS nexus have been analyzed by employing Granger, Instantaneous causality tests, SVAR, impulse response and forecasting error variance decomposition methods. Econometric models have been applied by using R studio program.

Keywords: Overconfidence, CDS, instantaneous causality, impulse response, forecasting error variance decomposition, high frequency trading.

Jel Classification: G41, C5, D81,

¹ Dr. Esra Alp Coşkun. Dokuz Eylül Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. İktisat anabilim dalı. Buca. İzmir. esraalpcoskun@gmail.com "ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4842-0461>"

1. Giriş

Teorik modellere göre, yatırımcıların, varlıkların gelecekteki fiyatlarına ilişkin kendi öngörü ve tahminlerini abartmalarına neden olan aşırı güven davranışının aşırı/çok miktarda işlem yapmalarına neden olduğu tahmin edilmektedir (Barber ve Odean 2001). Aşırı miktarda işlem hacmine neden olan aşırı güven davranışının incelendiği çok sayıda çalışma bulunmaktadır (Barber ve Odean 2001; Statman ve diğ., 2006; Gervais ve Odean, 2001; Statman ve Thorley, 1998). Yatırımcıların kendi bilgilerini ve yatırım becerilerini abartılı bir biçimde değerlendirmeleri, bir yatırımdan elde ettikleri getiri sonrasında daha fazla sayıda işlem yapmaları ve bir yatırım sonrasında kayıp yaşadıklarında daha az sayıda işlem yapmaları ile sonuçlanmaktadır. Chen ve diğ., (2007) geçmişteki başarılarını kendi yeteneklerine, başarısızlıklarını ise kötü şansa bağlayan insanların aşırı güven göstermeye meyilli olduğunu ifade etmektedir.

Rasyonel yatırımcılara kıyasla aşırı güvenli yatırımcıların piyasada ağırlıkta olması, piyasayı etkinlikten uzaklaştırabilen bir irrasyonelite olarak görülmektedir. Barber ve Odean'a göre, (2001) aşırı güven yatırımcıların daha yüksek miktarda işlem yapmalarına ve yüksek işlem hacmi sonucunda daha düşük beklenen fayda elde etmelerine neden olmaktadır. Bu çalışmanın amacı, Borsa İstanbul'da yatırım yapan yatırımcıların aşırı güven davranışını gösterip göstermediğinin araştırılmasıdır. Borsa İstanbul'da aşırı güven davranışı genellikle bireysel yatırımcılara uygulanan anket verileri ve bireysel yatırımcı hesaplarına ait verilerin kullanıldığı yöntemler ile incelenmiş olup, zaman serisi analizleri sınırlı sayıdadır. Ayrıca, 2016 yılında başlayan yüksek frekanslı işlemlerin işlem hacminde büyük artışlara neden olabildiği bilinmektedir (Kauffman ve diğ., 2015; Breckenfelder, 2019). Algoritmik işlemler anlık fiyat farklılıklarından yararlanarak küçük miktarda ancak çok sayıda pozitif getirili işlemler yapabilmeye imkan vermektedir. Bu tür kurumsal yatırım işlemlerinin hacimde meydana getirdiği artış aşırı güven davranışı gösteren yatırımcının varlığı ile ilişkili olmayabileceği gibi getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin test edilmesi söz konusu etkinin incelenmesinde yanıltıcı olabilmektedir. Bu nedenle, bu çalışmada alternatif bir açıklayıcı değişken olarak CDS (Credit Default Swap -Kredi Temerrüt Takası) kullanılmıştır. Kredi temerrüt takası, bir tarafın, belirli bir referans kurumun ihraç ettiği tanımlanmış referans varlıkların temerrüde düşme riskini, periyodik prim ödemeleri karşılığında, diğer bir tarafa transfer ettiği bir sözleşmedir (Brandon ve Fernandez, 2005; Aktaran: Karabıyık ve Anbar, 2006). Aşırı güven davranışı gösteren yatırımcıların risk iştahının rasyonel yatırımcılara kıyasla daha yüksek olacağı varsayımından hareketle, yüksek riskin yüksek getiriyle ilişkili olması nedeniyle CDS ve işlem hacmi arasındaki ilişki de analiz edilmiştir. Algoritmik işlemlerin yalnızca fiyat farklılıklarından doğan getirilere yönelik olması nedeniyle, yapılan işlemlerin risk artışıyla bağının zayıf olması veya bağının olmaması beklenmektedir. Ancak aşırı güvenli yatırımcıların varlığı ve ağırlığı durumunda işlem hacmi risk artışı ile doğru orantılı olacaktır. Bu çalışmanın, son yıllarda artan yüksek frekanslı işlemler

nedeniyle işlem hacmi ile getirinin yanısıra işlem hacmi ile risk göstergesi olarak kabul edilen CDS arasındaki ilişkiyi de test ederek alternatif bir aşırı güven göstergesi önermesi bakımından mevcut literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Değişkenler arasındaki ilişkinin standart Granger nedensellik testi ile birlikte aynı zamanda anlık nedensellik testi ile de incelenmesi yüksek frekanslı anlık gerçekleşen işlemler ile getiri ve CDS arasındaki ilişkinin daha net anlaşılmasını sağlamaktadır. Ayrıca, bilindiği kadarıyla Borsa İstanbul için aşırı güven analizinde etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma yöntemi bu çalışmada ilk kez kullanılmıştır. İşlem hacminin getiride meydana gelen değişikliklere verdiği tepkinin belli bir gözlem ufku için tahmin edilmesi iki değişken arasındaki ilişkinin daha detaylı bir biçimde analiz edilmesine imkan sağlamaktadır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, aşırı güven davranışının teorik ve ampirik literatürüne yer verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri anlatılarak veriye ait tanımlayıcı istatistikler açıklanmaktadır. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik modeller anlatılmaktadır. Dördüncü bölümde, 2015-2020 dönemi için elde edilen model sonuçları ile, yüksek frekanslı işlemlerin nispeten daha yoğun olduğu 2019-2020 dönemi için elde edilen bulgular açıklanmaktadır. Son bölümde ise çalışmada elde edilen model sonuçları özetlenerek tartışılmaktadır.

2. Literatür Taraması

Aşırı güven davranışı literatürde işlem hacmindeki artış ile geçmişte elde edilen getiri arasındaki ilişkinin test edilmesi ile ölçülmektedir (Barber ve Odean, 2001; . Chen ve diğ., 2007; Statman ve diğ., 2006; Gervais ve Odean, 2001; Statman ve Thorley, 1998; Daniel ve diğ., 2001). Çalışmalarda kullanılan veriler borsada işlem gören hisselerin işlem hacimleri ile kapanış fiyatları, borsa endekslerinin işlem hacmi ve kapanış fiyatları ile bireysel yatırımcıların kişisel hesaplarına ilişkin veriler veya anket verileri olmaktadır. Zaman serisi kullanılarak yapılan çalışmalarda vektör otoregresif (VAR), granger nedensellik testi, yapısal VAR, (SVAR), etki tepki analizi ön plana çıkmaktadır (Statman ve diğ., 2006; Chuang ve Lee, 2006; Darrat ve diğ., 2007; Sindhu ve Waris, 2014; Sheikh ve Riaz, 2012; Boussaidi, 2013; Wang ve diğ., 2019). Zaman serilerinin yanısıra aşırı güven deneysel yöntemlerle (Michailova ve Schmidt, 2016; Camerer ve Lovo, 1999; Aker ve Duck, 2007; Proeger ve Meub, 2014), ankete dayalı veya bireysel hesaplara ilişkin veriler (Barber ve Odean, 2001; Chen ve diğ., 2007; Deaves ve diğ., 2010) analiz edilerek de araştırılmaktadır.

Wang ve diğ., (2019) yüksek frekanslı CSI 300 borsa² verileri kullandıkları çalışmada SVAR yöntemi, nedensellik testleri, varyans ayrıştırma ve etki tepki analizi yöntemlerini

² Şanghay Menkul Kıymetler Borsası ve Shenzhen Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören en iyi 300 hisse senedinden oluşan bir borsa endeksidir.

uygulamışlardır. Getiri ve işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin yanısıra anlamlı nedensellik olduğu da tespit edilmiştir. Etki tepki analizi sonuçlarına göre piyasa gelen bir habere çok kısa zamanda tepki vermektedir. Yeni fiyat dengesinin kısa zaman aralığında yeniden kurulması nedeniyle piyasada likiditenin güçlü olduğu ve arbitraj imkanının kısıtlı olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Chuang ve Lee (2006), NYSE (New York Stock Exchange) ve AMEX'de (American Express) işlem gören tüm firmaların (Nasdaq firmaları hariç) Ocak/1963-Aralık/2001 dönemi verilerini kullanarak aşırı güven davranışını analiz etmiştir. BVAR, EGARCH, GJRGARCH yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada, aşırı işlem hacmi ile piyasadaki volatilitenin arasındaki ilişki incelenmiştir. İşlem hacmi geçmişte elde edilen getiriyle ilişkili olan işlemler ve geçmişteki getiriler ile ilgili olmayan işlemler olmak üzere iki bileşene ayrılarak her iki bileşenin de volatilitenin ile arasındaki ilişki modellenmiştir. Elde edilen bulgular, volatilitenin ile geçmişte elde edilen getirilerle ilişkili olan işlem hacmi arasında pozitif bir ilişki olduğunu göstermektedir. NYSE/AMEX firmalarının hisselerinde aşırı güven davranışının analiz edildiği bir diğer çalışma Statman ve diğ., (2006) tarafından yapılmıştır. Söz konusu çalışmada VAR modeli ve etki tepki analizi yöntemlerinden yararlanılmıştır. İşlem hacmi ve getirinin gecikmeli değerleri arasındaki ilişkinin test edildiği çalışmada hem hisse senedi getirileri hem de piyasanın toplam getirileri ile işlem hacmi arasında pozitif bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca aşırı güven davranışının küçük sermayeli firma hisselerinde daha güçlü olduğu gözlemlenmiştir. Bunun nedeni olarak küçük sermayeli firma hisselerine yatırım yapanların kurumsal yatırımcılardan daha çok bireysel yatırımcılar olması gösterilmektedir. Ardışık bilgi erişimi hipotezinin (sequential information arrival hypothesis (SIAH)) test edildiği Darrat ve diğ.,'nin (2007) çalışmasında örneklem kamusal haberlerin var olduğu ve olmadığı iki döneme bölünmüştür. Kamusal haberlerin olmadığı dönemde yatırımcıların kendi bilgi ve öngörülerine dayalı karar verdiği anlaşılmaktadır. Söz konusu dönemde getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasında nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Buna göre, işlem hacmi volatilitenin Granger nedenidir sonucuna ulaşılmıştır. Kamusal haberlerin olmadığı durumda yatırımcıların agresif işlemler yaptığının gözlemlenmesi kendi bilgilerini abartılı bir biçimde değerlendirdiklerini ve aşırı güvenli davrandıklarını düşündürmektedir.

Karachi borsasında aşırı güven davranışının incelendiği çalışmada Sheikh ve Riaz (2012) yüksek işlem hacmi ve aşırı yüksek getiri volatilitesi durumlarının uzun zamandır finansal ekonomistlerin ilgisini çektiğinden bahsetmektedir. Sheikh ve Riaz (2012), çalışmada iki hipotezi test etmektedir: Birincisi, geçmişte elde edilen getirinin bugünkü işlem hacmi ile arasında pozitif bir ilişki olduğu hipotezi; ikincisi, aşırı güvenli yatırımcıların agresif yatırım yapmaları, bir başka deyişle çok sayıda işlem yapmaları getirinin yüksek volatilitisini açıklamaktadır hipotezi. Birinci hipotez VAR modeli ve etki tepki analizi ile ikinci hipotez ise VAR, EGARCH ve TARARCH modelleri ile test edilmiştir. İşlem hacmi ile getiri ve işlem hacmi ile getiri volatilitesi arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir. Çalış-

mada, piyasanın etkin piyasa özelliklerini taşımadığı ve yapılan işlemlerin (işlem hacminin) getirinin tahmin edilmesinde rol oynadığı sonuçlarına ulaşmıştır. Pakistan, Karachi borsasında işlem hacmi ve getiri arasındaki ilişkinin incelenmesi yoluyla aşırı güven davranışının analiz edildiği bir diğer çalışma Sindhu ve Waris, (2014) tarafından yapılmıştır. Çalışmada VAR modelinden ve etki tepki analizinden yararlanmıştır. Borsada çok fazla işlem yapılması durumunu açıklamakta klasik finansın yetersiz kaldığını ifade eden Sindhu ve Waris, (2014), yüksek işlem hacimlerinin açıklanabilmesi amacıyla rasyonel birey varsayımı konusunda klasik finanstan ayrılan davranışsal finansa yönelmişlerdir. Granger nedensellik testi sonucuna göre getiri işlem hacminin nedeni değildir ancak işlem hacmi getirinin nedeni. Söz konusu bulgu yazarlar tarafından işlem hacminin gelecekteki fiyatların tahmininde etkili olabileceği şeklinde yorumlanmıştır. VAR model sonuçları ise işlem hacminin getirinin gecikmeli değerleri tarafından açıklandığını göstermektedir. Çalışmada Karachi borsasının etkin bir piyasa olmadığı, yatırımcıların tam bilgi ile hareket etmediği ve aşırı güven davranışı gösterdikleri sonuçlarına ulaşmıştır. Tunus Borsası için Boussaidi (2012) tarafından yapılan çalışmada, getirinin volatilitesi ve işlem hacmi arasında 27 firmadan yalnızca 9'unda Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Aşırı güven davranışının borsaların yanısıra farklı piyasalarda da araştırıldığı çalışmalar bulunmaktadır. Bao ve Li (2019), aşırı güven davranışının varlığını Avustralya, Hong Kong, Japonya, Singapur, Güney Kore ve Tayvan'da bulunan gayrimenkul yatırım ortaklıkları piyasaları için inceledikleri çalışmada, piyasanın genişleme/yükselme dönemlerinde ve etkin olmadığı durumlarda aşırı güven davranışının daha belirgin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Tran (2019) tarafından yapılan çalışmada kriptopara piyasasında aşırı güven davranışının varlığı vektör otoregresif (VAR), Granger nedensellik testi ve etki-tepki fonksiyonları kullanılarak araştırılmıştır. Çalışmanın bulguları, Bitcoin ve Ripple kriptoparalarında aşırı güven davranışının daha anlamlı ve güçlü olduğunu göstermektedir. Berg ve Rietz (2019) Iowa Elektronik Piyasası verilerini kullanarak piyasanın etkinliğini iki alternatif davranışsal finans önermesine karşı test etmiştir: uzak ihtimal etkisi (düşük olasılıklı seçenekleri daha fazla tercih etme) ve aşırı güven davranışı. Araştırma sonuçları piyasanın kısa dönemde etkin olmasına rağmen orta ve uzun dönemde aşırı güven davranışının fiyatları etkilediğini ve uzak ihtimal etkisinin ise geçerli olmadığını göstermektedir.

Tekçe ve Yılmaz (2015) merkezi kayıt kuruluşundan elde edilen 2011 yılı yatırım işlemleri verilerini kullandıkları çalışmada bireysel borsa yatırımcılarının aşırı güven davranışı gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır. Tekçe ve diğ. (2016) çalışmasında Tekçe ve Yılmaz (2015) çalışmasında kullanılan verilerden yararlanılarak aşırı güvenle birlikte yatınlık etkisi, aşinalık etkisi, temsililik önyargısı ve sahiplik etkisi gibi davranışsal faktörler araştırılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgular piyasanın etkin olmadığını, aşırı güven davranışının geçerli ve aşinalık etkisiyle pozitif korelasyonu olduğunu göstermektedir. Kıymaz ve

diğ., (2016) 76 sorudan oluşan ve 206 sektör profesyoneline uygulanan anketten elde ettikleri verileri kullanarak yaptıkları çalışmada risk değişkenlerinin ve davranışsal önyargıların yatırımları büyük ölçüde açıkladığı ancak söz konusu etkilerin finansal yöneticiler için düşük olduğu yönünde bulgular elde etmişlerdir.

Aşırı güvenin analiz edildiği çalışmalarda kullanılan araştırma teknikleri üzerine literatür incelemesi yapılan çalışmada Tekin (2018), kalibrasyon skoruna dayalı güven aralıklı anket yönteminin ve yönetsel önyargının ölçülmesi gerektiği durumlarda ise opsiyon kullanımını temelli yaklaşımın tercih edildiğini belirtmektedir. Ancak aşırı güvenin ölçümünde kullanılacak yöntem konusunda henüz tam bir fikir birliğinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Marmara Bölgesi'nde iki bankanın özel bankacılık bölümünde hisse senedi işlemi yapan 289 hisse senedi yatırımcısına uygulanan yüz yüze anket çalışmasından elde edilen verilerin kullanıldığı Bektur ve Atasaygın (2017) çalışmasında, aşırı güven ve temsililik önyargısının geçerli olduğu tespit edilmiştir. Çetiner ve diğ., (2019) 115 katılımcıya uyguladıkları anket yöntemi ile bireysel yatırımcıların, “bilişsel çelişki”, “aşırı güven” ve “taklit ve sürü davranışları” na ilişkin tutumlarını incelemiştir. Katılımcıların cinsiyeti, yaşı, eğitim durumu, gelir düzeyi ve medeni durumları demografik özellikler olarak tespit edilerek analize dahil edilmiştir. Ancak çalışmada demografik özelliklerle söz konusu davranışsal tutumlar arasında istatistiki olarak anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

Asoy ve Saldanlı (2017) BIST'de işlem yapan yatırımcıların aşırı güven ve aşırı optimizm davranışını inceledikleri çalışmalarında 423 bireysel yatırımcıya uygulanan anket çalışmasından yararlanmışlardır. Çalışmada söz konusu bilişsel ön yargılar ve ön yargılar üzerinde etkisi olduğu düşünülen demografik unsurlar tanımlanmaya çalışılmıştır. Yapılan analizler sonucunda bireysel yatırımcıların kişisel sezgi ve analizlerine güvendikleri, geleceğe ilişkin beklentilerinde optimist oldukları, çoklu lineer regresyon analizi sonuçlarına göre cinsiyetin, yaşın, sektör tecrübesinin ve aylık gelirin bilişsel ön yargılar üzerinde açıklayıcı değişken olduğu bulguları elde edilmiştir. Türkiye'de işlem yapan yatırımcıların aşırı güven davranışının incelendiği çalışmalarda anket verileri ve bireysel yatırımcılara ait işlem bilgilerinin yer aldığı görülmektedir.

Borsa İstanbul'da (BIST) aşırı güven davranışının geçerli olup olmadığının araştırıldığı çalışmalarda deneysel araştırma ve anket tekniğinin yanısıra zaman serisi analizi yöntemlerinin de kullanıldığı görülmektedir. Korkmaz ve Çevik (2007) çalışmasında aşırı güven davranışını incelemek amacıyla üç hipotez test edilmiştir: 1) pazar kazancının (veya kaybının) kendine aşırı güvenen yatırımcıya bir sonraki dönemde daha fazla (veya az) işlem yaptırır 2) kendine aşırı güvenen yatırımcının aşırı işlem yapması varlıklarda aşırı volatilitenin oluşmasına neden olur 3) kendine aşırı güvenen yatırımcı riski daha düşük hesaplar ve riskli varlıklara daha çok işlem yapar. Çalışmada, Mayıs 1995 ve Ekim 2006 yılları arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören 114 şirketin hisse senetlerinin kapanış fiyatı ve işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre,

kendine aşırı güvenen yatırımcılar pazar kazancından sonra daha fazla işlem yapmakta ve kazandıran pazarda daha aktif olmaktadır. Ayrıca, kendilerine aşırı güvenen yatırımcıların pazar kazancı sağladıktan sonra riskli varlıklara daha fazla işlem yaptıkları konusunda ise yeterli kanıt elde edilememiştir. Zaman serisi analizinden yararlanarak İMKB’de aşırı güven davranışının incelendiği bir diğer çalışma Otluoğlu (2009) tarafından yapılmıştır. Çalışmada, 5 Ocak 2001 ile 23 Haziran 2009 tarihleri arasında 2119 günlük İMKB 30 Endeksi kapanış değeri ve İMKB 30 Endeksi kapsamındaki şirketlerin toplam TL değer bazlı işlem hacmi verileri kullanılmıştır. Getiri ve işlem hacmi arasında Granger nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca aşırı güven davranışının volatiliteden kaynaklanıp kaynaklanmadığının araştırılmasına yönelik uygulanan EGARCH ve TGARCH modellerinden elde edilen bulgular negatif getirilerin sebep olduğu volatilitenin hem miktar hem de süre açısından pozitif getirilerin sebep olduğu volatiliteden farklı olmadığını göstermektedir.

Aşırı güven davranışının analizinde literatürde sıklıkla kullanılan işlem hacmi getiri ilişkisinin Borsa İstanbul için zaman serisi yöntemleri ile yapılan çalışmaların sınırlı olması nedeniyle bu çalışmanın literatüre katkıda bulunması amaçlanmaktadır. Ayrıca 2016 yılından sonra başlayan ve son yıllarda piyasa payı giderek artan yüksek frekanslı işlemlerin aşırı güven davranışının analizinde kullanılan işlem hacmi getiri ilişkisinin test edilmesi yönteminin geçerliliği konusunda kuşku yaratması nedeniyle söz konusu ilişkinin yanısıra getiriyile ilişkili olan ve aşırı güvenli yatırımcıların yüksek getiri beklentisi ile dikkate alabilecekleri düşünülen riskin bir göstergesi olarak CDS işlem hacmi ilişkisi de incelenmektedir. CDS işlem hacmi arasındaki bir nedensellik ilişkisi yüksek getiri beklentisi içinde olan aşırı güvenli yatırımcıların yüksek riskli dönemlerde daha fazla işlem yapmaları anlamına gelmektedir. Çalışmada test edilen hipotezler:

H1: İşlem hacmindeki değişim getirinin gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır.

H2: İşlem hacmindeki değişim CDS (risk) değişkeninin gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır.

H1 hipotezinin doğrulanması durumunda piyasada aşırı güven davranışı tespit edilmiş olmaktadır. Ayrıca çalışmada alternatif bir yöntem olarak CDS değişkeninin gecikmeli değerleri ile işlem hacmi arasındaki ilişki de test edilmektedir. Buna göre H2 hipotezi doğrulandığı takdirde, piyasada yüksek riskli dönemlerde artan riske karşılık işlem hacminin arttığı, yüksek riskle ilişkili olarak yüksek getiri beklentisi ile risk üstlenen aşırı güvenli yatırımcıların varlığı tespit edilmiş olmaktadır. CDS ve işlem hacmi arasında anlamlı bir ilişkinin tespit edilmesi durumunda aşırı güven davranışının analizinde alternatif bir ölçüm aracı olarak değerlendirilebileceği düşünülmektedir. Ayrıca, çalışmada kullanılan anlamlı nedensellik testi, etki tepki analizi ve tahmin hatası varyans ayrıştırma yönteminin, bilindiği kadarıyla Borsa İstanbul’da aşırı güven davranışının test edilmesi konusunda ilk kez kullanılmış olması nedeniyle de literatüre ampirik katkı sağlaması düşünülmektedir.

3. Veri ve Metodoloji

3.1. Veri

Bu çalışmada Bloomberg terminal'den sağlanan, Borsa İstanbul 100 endeksine ait 01.01.2015-12.05.2020 dönemi için günlük frekansta kapanış fiyatı ve işlem hacmi verileri ile CDS yani Credit Default Swap (Kredi Temerrüt Takası) verileri kullanılmıştır. Kapanış fiyatları kullanılarak aşağıdaki eşitlik yardımıyla getiri serileri elde edilmiştir.

$$R = \ln BIST100_t - \ln BIST100_{t-1} \quad (1)$$

R; getiriyi, $\ln BIST100_t$ t anındaki BIST100 endeksi kapanış fiyatını, $\ln BIST100_{t-1}$ ise t-1 anındaki kapanış fiyatını ifade etmektedir. Ekonometrik modellerde, uygulanan birim kök test sonuçları dikkate alınarak getiri serisi düzeyde, işlem hacmi ve CDS verileri ise logaritmik farkı alınarak analizlere dahil edilmiştir. Ekonometrik modeller R yazılımı kullanılarak uygulanmıştır. Programda kullanılan kodlar ek 1'de sunulmuştur.

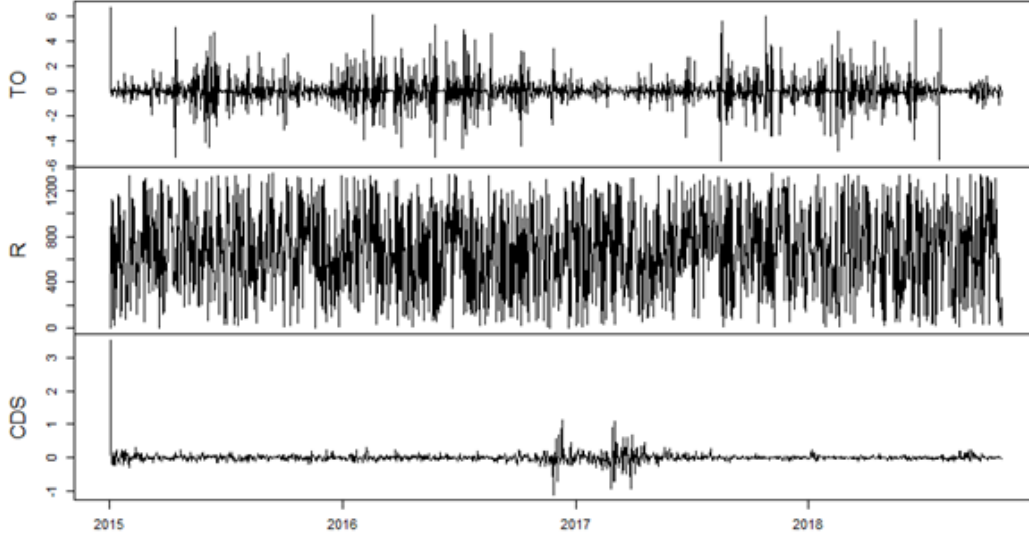
Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	İşlem Hacmi (TO)	Getiri (R)	CDS
Ortalama	1377.835	0.000173	289.2389
Medyan	1350.739	0.000606	269
Maximum	3249.239	0.058104	681.97
Minimum	220.7868	-0.08416	159
Std. sapma	407.5134	0.01358	98.87773
Çarpıklık	0.511289	-0.644858	1.317546
Basıklık	3.721699	6.64384	4.814704
Jarque-Bera	88.05132	818.0164	575.3967
Olasılık	0	0	0
Toplam	1858700	0.227519	390183.3
Gözlem sayısı	1349	1314	1349

Ekonometrik modeller uygulanmadan önce değişkenlerin tanımlayıcı istatistiklerinin incelenmesi faydalı olmaktadır. Tablo 1'de işlem hacmi, getiri ve CDS değişkenlerine ait çeşitli tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. İşlem hacmi (Turnover, TO), Getiri (Return, R) ve CDS'in ortalamaları sırasıyla 1377.835, 0.000173 ve 289.2389'dur. Çarpıklık değerlerine bakıldığında işlem hacmi ve CDS için pozitif, getiri için negatif değer aldığı görülmektedir. Normal dağılımda çarpıklık derecesinin sıfır olması gerekmektedir. Negatif değerler sola çarpıklık olduğunu, pozitif değerler ise sağa çarpıklık olduğunu göstermektedir. Basıklık değeri ise normal dağılımda 3'e eşit olmalıdır. 3'den büyük olan basıklık değerleri

serilerin şişman kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir (leptokurtik). Buna göre serilerin normal dağılım göstermediği görülmektedir.

Şekil 1. Borsa İstanbul işlem hacmi, getiri ve Türkiye CDS risk primi



Şekil 1’de işlem hacmi, getiri ve CDS değişkenlerine ait seriler görülmektedir. Grafiklere bakıldığında özellikle getirinin ilgili dönemde oldukça volatil bir yapı sergilediği görülmektedir. CDS’in 2017 döneminde volatilitesindeki dalgalanma dikkat çekicidir. İşlem hacminde belirli periyotlarda dalgalanmanın arttığı görülmektedir.

3.2. Metodoloji

3.2.1. Birim kök testleri

Öncelikle serilerde birim kökün varlığının tespit edilmesi amacıyla tüm değişkenlere Augmented Dickey Fuller (ADF) (Genişletilmiş Dickey-Fuller) (1979) birim kök testi uygulanmıştır. ADF birim kök testi için kullanılan regresyonlar (2) ve (3) nolu eşitliklerde verilmiştir.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta T + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

(2) nolu denklemde yer alan T deterministik terimi trendi ifade etmektedir. Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla, modele dahil edilmektedir. Eşitlik (2)'de y_t değişkeninin trend durağan olduğu alternatif hipotezine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Eşitlik (3)'de ise y_t değişkeninin ortalama etrafında durağan olduğu alternatif hipotezine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir (Yavuz, 2011). Buna göre ADF testi, $H_0: \delta = 0$ hipotezinin tek yönlü alternatif hipotezine ($H_a: \delta < 0$) karşı test edilmesine dayanmaktadır. ADF testinin temel hipotezinin birim kökün varlığını test etmeye yönelik olması nedeniyle, değişkenlerin, temel hipotezinde serilerin durağan olduğunu varsayan (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin) (1992) (KPSS) birim kök testi ile de analiz edilmesi sonuçların daha tutarlı olmasını sağlamaktadır. KPSS test istatistiği zaman serisinin dışsal değişkenlerle regresyonundan elde edilen hata terimlerine bağlı olmaktadır (Alp ve Seven, 2019a). KPSS testi, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan zaman serileri için birim kökün varlığını tespit etmede aynı derecede etkin olması nedeniyle de tercih edilmektedir (Telatar vd., 2002: 64-5). Tablo 3.'de ADF ve KPSS birim kök testi sonuçları birlikte verilmiştir.

3.2.2. Granger Nedensellik Analizi

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönü ile ilgili hipotezleri test etmek amacıyla Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi kullanılmıştır. Nedenselliğin yönü ile ilgili üç durum ortaya çıkmaktadır: i) bağımsız değişkenin, neden konumunda olup bağımlı değişken üzerinde sonuç etkisi yarattığı tek yönlü nedensellik durumu, ii) bağımlı ve bağımsız değişken arasında karşılıklı bir neden-sonuç ilişkisinin olduğu çift yönlü nedensellik durumu, iii) bağımlı ve bağımsız değişkenin birbirinden bağımsız olması durumu (Alp, 2019)

Granger anlamında nedensellik, X değişkeninin geçmiş değerlerine ait bilgi sahibi olma, Y'nin daha kesin bir biçimde öngörülmesine imkân veriyor ise X değişkeni Y değişkenine Granger anlamında nedendir (Takım, 2010). Granger nedensellik testinde kullanılan denklemler (4) ve (5) nolu eşitlikler ile gösterilmiştir.

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{k1} \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k2} \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$X_t = \chi_0 + \sum_{i=1}^{k3} \chi_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k4} \delta_i Y_{t-i} + V_t \quad (5)$$

Granger nedensellik analizinde, yukarıdaki eşitliklerde yer alan bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının grup halinde sıfıra eşit olup olmadığı test edilir. (4) nolu eşitlikteki β_i katsayıları belirli bir anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunursa, X'in Y'nin nedeni olduğu sonucuna varılır. (5) nolu eşitlikte ise δ_i katsayılarının belirli bir

anlamlılık düzeyinde sıfırdan farklı bulunması da Y'nin X'in nedeni olduğunu göstermektedir. Bu durumda Y ile X arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğu çıkarımında bulunulur (Alp, 2019). Yalnızca (4) nolu eşitlikteki β_i katsayılarının sıfırdan farklı olması X'den Y'ye doğru tek yönlü, yalnızca (5) nolu eşitlikteki δ_i katsayılarının sıfırdan farklı olması ise Y'den X'e doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu anlamına gelmektedir. Hem β_i hem de δ_i katsayılarının sıfırdan farklı olmaması halinde ise söz konusu iki değişken arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır (Karaca, 2011).

3.2.3. SVAR modeli

K sayıda içsel değişken setinden oluşan vektör otoregresif (Vector autoregressive) VAR modeli, basit formda aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Pfaff, 2008):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

$$y_t = y_{1t}, \dots, y_{kt}, \dots, y_{kt}$$

$$k = 1, \dots, K.$$

A_i ; $i=1, \dots, p$ için ($K \times K$) katsayı matrisini, u_t ; $E(u_t) = 0$ ve zamanla değişmeyen pozitif kovaryans matrisi ile $E(u_t u_t') = \Sigma u$ (beyaz gürültü) K - boyutlu bir süreci ifade etmektedir. SVAR modeli VAR modelinin indirgenmiş bir versiyonudur. (7) nolu eşitlik SVAR modelinin yapısal formunu göstermektedir:

$$A y_t = A_1^* y_{t-1} + \dots + A_p^* y_{t-p} + B \varepsilon_t \quad (7)$$

Yukarıdaki eşitlikte, ε_t 'nin yapısal hataları gösteren beyaz gürültü olduğu ve katsayı matrisi olan A_i^* 'nin $i=1, \dots, p$ için yapısal katsayılar olduğu varsayılmaktadır. (7) nolu eşitliğin sol tarafı A matrisinin tersi ile çarpılarak SVAR modeli elde edilmektedir:

$$y_t = A^{-1} A_1^* y_{t-1} + \dots + A^{-1} A_p^* y_{t-p} + A^{-1} B \varepsilon_t \quad (8)$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$$

SVAR modeli, A ve B matrislerine kısıtlar uygulayarak etki tepki analizi ve hata varyansının ayrıştırılma tahmini ile şokların etkisini tanımlamakta ve gözlemlemede kullanılmaktadır. Varyans ayrıştırma ve etki tepki analizleri değişkenler arasındaki dinamik ilişkilerin incelenmesine imkan vermektedir (Alp ve Seven, 2019b). İçsel değişkenlerden gelen şoklar karşısında dışsal değişkenin uzun dönemde nasıl etkilendiğinin analiz edilmesinde kullanılan söz konusu yöntemler, aşırı güven davranışının incelenmesi konusunda literatürde yaygın olarak kullanılan yöntemlerdendir.

4. Model Sonuçları ve Tartışma

4.1. 2015-2020 Dönemi

Tablo 2'de değişkenlere uygulanan ADF ve KPSS birim kök testlerinin sonuçlarına yer verilmiştir. İşlem hacmi değişkeni için ADF test sonucuna göre seri birim kök içermektedir boş hipotezi % 0.01 önemlilik seviyesinde reddedilmektedir. Boş hipotezi ADF testinin tam tersi olan KPSS test sonucuna göre ise işlem hacmi değişkeni için seri trend durağandır boş hipotezi % 0.01 önemlilik seviyesinde reddedilmektedir. Bu nedenle, logaritmik farkı alınan seriye tekrar ilgili birim kök testleri uygulanarak serinin durağan hale geldiği görülmüştür. Getiri serisi her iki birim kök testi sonucuna göre de durağan bulunmuştur. CDS değişkeni ise her iki test sonucuna göre de seviyede durağan olmayıp farkı alınan seri durağan bulunmuştur. Seriler durağan hale getirildikten sonra ekonometrik modellemeye geçilmiştir. İşlem hacminin bağımlı değişken olduğu iki farklı model kurulmuştur. 1. modelde açıklayıcı değişken getiri olurken 2. modelde açıklayıcı değişken CDS'dir.

Tablo 2. Birim Kök Test Sonuçları

ADF	Gecikme	Model	Test İstatistiği	Anlamlılık Düzeyi
	0	AR	t1	0.05
	H0 Red	P-Değeri	Test İstatistiği	Kritik Değer
TO	+	0.001	-3.759	-1.9416
TO(d)	+	0.001	-49.1529	-1.9416
R	+	0.001	-36.9326	-1.9416
CDS	-	0.84849	0.61252	-1.9416
CDS(d)	+	0.001	-32.1304	-1.9416
KPSS	Gecikme	Trend	Anlamlılık Düzeyi	
	0	+	0.05	
	H0 Red	P-Değeri	Test İstatistiği	Kritik Değer
TO	+	0.01	2.527	0.146
TO(d)	-	0.1	0.0016599	0.146
R	-	0.1	0.0548	0.146
CDS	+	0.01	10.2649	
CDS(d)	-	0.1	0.066608	0.146

Not: TO(d) ve CDS(d) değişkenlerin logaritmik farkını göstermektedir.

Tablo 3. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi (2015-2020)

	AIC	HQ	SIC*	FPE
R, TO	10	9	5	10
CDS, TO	10	9	5	10

*: Uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılan yöntemi göstermektedir.

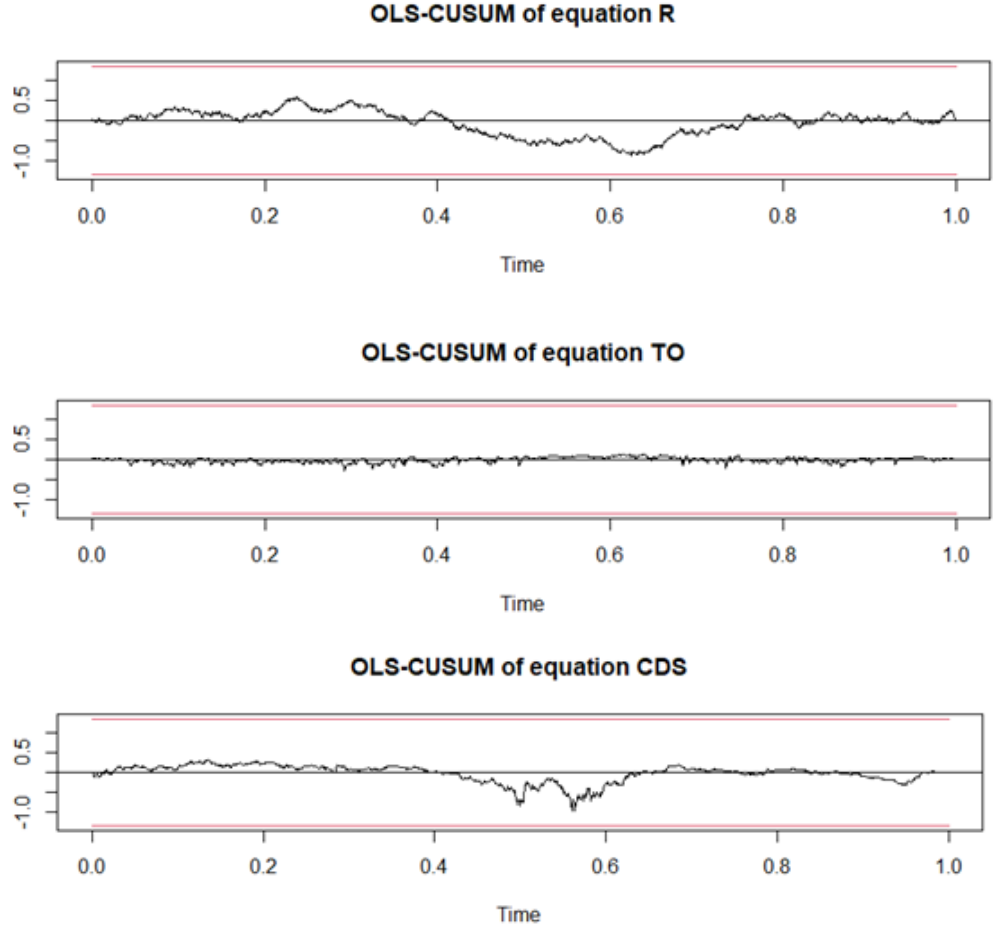
SVAR modeli için öncelikle uygun gecikme uzunlukları Schwartz bilgi kriteri (SIC) kullanılarak belirlenmiştir. SIC'nin seçilmesinin en önemli nedeni daha kısa gecikme uzunluğu vermesi ve dolayısıyla modelin kompleksliğini azaltmasıdır (Wang ve diğ., 2019). SIC değerlerine göre her iki modelin de uygun gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir. SVAR modeline geçmeden önce kurulan standart VAR modeli için Portmanteau Testi uygulanmıştır. Test sonuçları tablo 4'de verilmiştir. Seriler arasında korelasyonun varlığını test etmek amacıyla uygulanan Portmanteau test sonucuna göre seriler arasında korelasyon olmadığı sonucuna varılmıştır. Daha sonra standart VAR modeli kurularak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir.

Tablo 4. Otokorelasyon Test Sonuçları (2015-2020)

R, TO	χ^2 Değeri	df (serbestlik derecesi)	P-değeri
Portmanteau Test (asimptotik)	75.079	28	3.525e-06
CDS, TO	χ^2 Değeri	df (serbestlik derecesi)	P-değeri
Portmanteau Test (asimptotik)	87.135	28	5.521e-08

Şekil 2'de kurulan VAR modelleri için durağanlığın test edildiği CUSUM test sonuçları yer almaktadır. Buna göre, işlem hacmi (TO), getiri (R) ve CDS değişkenleri % 5 anlamlılık seviyesinde durağan bulunmuştur. Piyasada aşırı güven göstergesi olarak görülen getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin incelenmesi için öncelikle nedensellik testi yapılması gerekmektedir. Bu çalışmada getirinin yanısıra getiri ile pozitif ilişkili olan riskin göstergesi olarak CDS değişkeninin işlem hacmi ile arasındaki ilişki de incelenmektedir. İşlem hacmi ile getiri arasında ve işlem hacmi ile CDS arasındaki nedensellik ilişkisinin analiz edildiği tablo 5'e göre işlem hacmi getirinin ve CDS'in granger anlamında nedeni değildir. Ancak getiri işlem hacminin granger anlamında nedenidir (F:2.2202/ P:0.04972). CDS değişkeni ile işlem hacmi arasında nedenselliğe ilgili dönemde rastlanmamıştır. Anlık nedenselliği ölçen test (Instantaneous causality test) sonuçlarına göre, her iki modelde de anlık nedensellik tespit edilmemiştir.

Şekil 2. OLS-CUSUM Test Sonuçları (2015-2020)



Tablo 5. Nedensellik Testi Sonuçları (2015-2020)

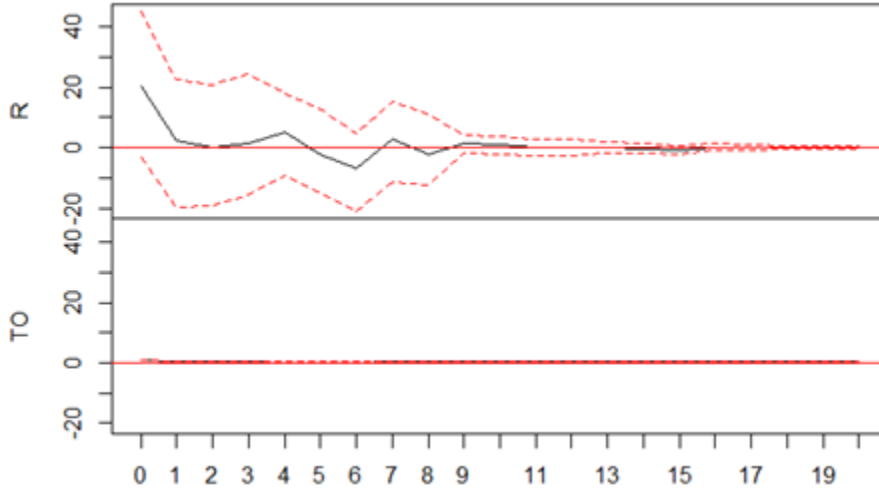
Granger Nedensellik Testi						Anlık Nedensellik testi (Instantaneous causality test)		
1) TO → R		R → TO		CDS → TO		χ^2 Değeri	P-değeri	
F test	P-değeri	F Test	P-değeri	F Test	P-değeri			
1)	0.59933	0.7005	2.2202	0.04972		0.37354	0.5411	
2)	0.73922	0.594			0.58359	0.7126	0.0001127	0.9915

Granger analizi ile deęişkenler arasındaki nedensellik iliřkisi ve yönü tespit edildikten sonra nedensellik iliřkisinin tespit edildięi iřlem hacmi ve getiri için yapısal VAR (SVAR) modeli kurulmuřtur.³ Kısıtların model tarafından belirlendięi Blanchard-Quah tipi SVAR model sonuçlarına göre, bir standart sapmalık pozitif getiri řoku, iřlem hacmini 0.07 birim azaltırken, uzun dönemde bir standart sapmalık pozitif getiri řoku iřlem hacmini 0.01 birim artırmaktadır. Bir standart sapmalık pozitif iřlem hacmi řoku ise getiride 20.43 birim artışa neden olurken, uzun dönemde bir standart sapmalık iřlem hacminin getiri üzerindeki etkisi sıfırdır (tablo 6).

Tablo 6. SVAR Test Sonuçları (2015-2020)

Tip: Blanchard-Quah	Örneklem Büyüklüęü: 1388	Log-Likelihood: 2002.003
Tahmini eşzamanlı etki matrisi (Estimated contemporaneous impact matrix)		
	R	TO
R	383.11164	20.4378
TO	-0.07646	0.9998
Tahmini tanımlanmış uzun dönem etki matrisi (Estimated identified long run impact matrix)		
	R	TO
R	382.47934	0.0000
TO	0.01006	0.251

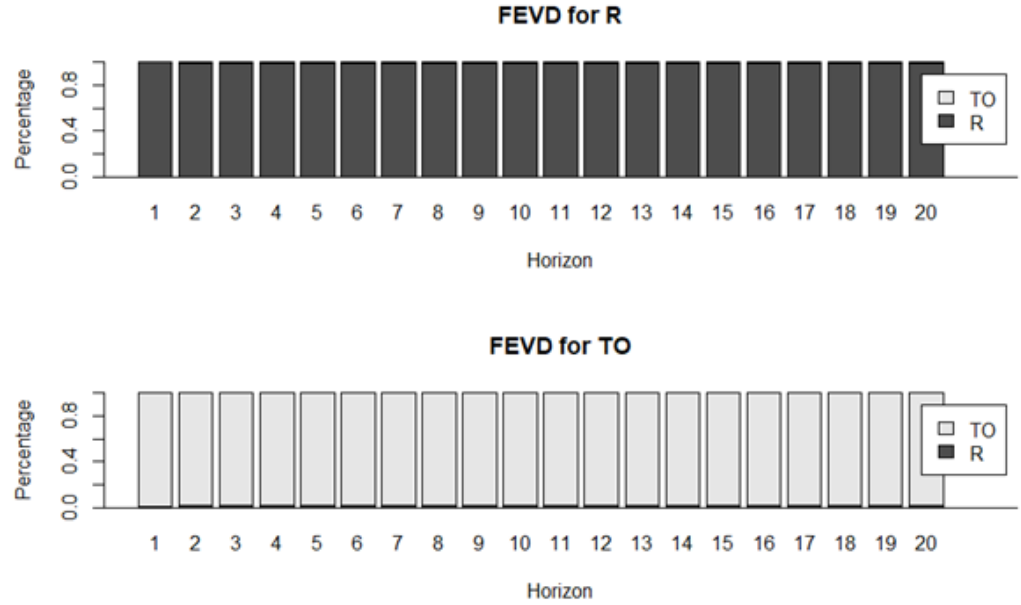
Şekil 3. SVAR Etki-Tepki Analizi (İřlem Hacminin Tepki Eğrileri) (2015-2020)



³ Yüksek frekanslı iřlemlerin henüz başlamadıęı 2015 yılı için uygulanan nedensellik testleri sonucunda getiri ile iřlem hacmi ve CDS ile iřlem hacmi arasında nedensellik iliřkisine rastlanmamıřtır. Model sonuçları istenildięi takdirde yazar tarafından sunulacaktır.

Şekil 3'de SVAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçları yer almaktadır. Bir standart sapmalı pozitif getiri şokuna işlem hacminin tepkisi 1. ve 2. günde azalış, 3. ve 4. günde artış, 5. ve 6. günde azalış, 7. günde artış, 8. günde azalış, 9. günde artış ve 10. günden itibaren sifira yakın gerçekleşmektedir. İşlem hacminin getiri şokuna tepkisi ilk 5 gün için pozitif, 5. ve 7. gün aralığında negatif olmaktadır. Getiri değişkeninden gelen bir şok karşısında işlem hacminin tepkisi 10 gün sürmektedir. Bu süre piyasada şok sonrası yeniden fiyat dengesinin kurulması için geçmesi gereken süreyi ifade etmektedir. Tahmin hatası varyans ayrıştırma testi etki tepki analizinde olduğu gibi 20 gün için uygulanmıştır ve test sonuçları şekil 6'da görülmektedir. İşlem hacmi değişkeninin varyansındaki değişme ağırlıklı olarak kendi gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır. Getirinin işlem hacminin varyansındaki değişmeleri açıklama gücü zayıftır. Getirinin varyansındaki değişme yalnızca kendi gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır. Elde edilen bulgular Granger test sonucu ile de uyum göstermektedir.

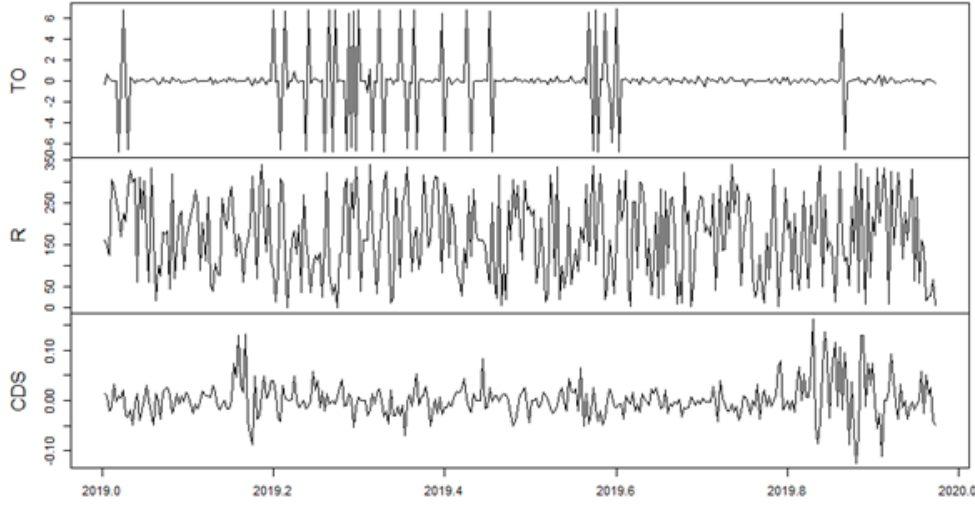
Şekil 4. Tahmin Hatası Varyans Ayrıştırma (Forecast of Error Variance Decomposition) (2015-2020)



4.2. 2019-2020 Dönemi: Yüksek Frekanslı İşlemlerin Arttığı Dönem

İlk yüksek frekanslı işlemler (YFİ), 30 Kasım 2015 tarihinde Pay Piyasasında devreye alınan BISTECH platformunda 2016 yılında başlamıştır. İlk yıl toplam işlem hacminin yaklaşık %2'sini oluşturan YFİ, 2017 yılında %10, 2018 yılında da %15 gibi bir ağırlığa ulaşmıştır (Bloomberg, 2018). YFİ'nin payının nispeten daha yoğun olduğu 2019-2020 dönemi dikkate alarak, aşırı güven davranışının tespitine yönelik uygulanan ekonometrik modeller söz konusu dönem için yinelenmiştir. Şekil 5'de ilgili dönemde değişkenlerin gösterdiği değişim görülmektedir. İşlem hacminde belirli dönemlerde yüksek değişim olduğu gözlenmektedir. Söz konusu değişim ilgili dönemde piyasa ağırlığı artan YFİ'nin etkisini düşündürmektedir. CDS'de ise özellikle 2019 yılı sonunda ve 2020 yılında dikkate değer artışlar olduğu görülmektedir.

Şekil 5. Borsa İstanbul işlem hacmi, getiri ve Türkiye CDS risk primi (2019-2020)



Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analiz edilebilmesi için öncelikle uygun gecikme uzunluklarının belirlenerek standart VAR modeli kurulması gerekmektedir. Tablo 7'de SIC değerleri esas alınarak belirlenen gecikme uzunlukları sırasıyla 1. Model için 1, 2. Model için ise 3'dür. VAR modelinin ön koşulu olan seriler arasında otokorelasyon bulunmama varsayımının geçerliliği Portmanteau testi ile analiz edilmiş olup test sonuçları tablo 8'de gösterilmiştir. Buna göre seriler arasında oto korelasyon bulunmamaktadır. Ayrıca şekil 6'da serilere ait OLS-CUSUM sonuçları yer almaktadır. Tüm değişkenler ilgili dönemde % 5 anlamlılık seviyesinde durağan bulunmuştur.

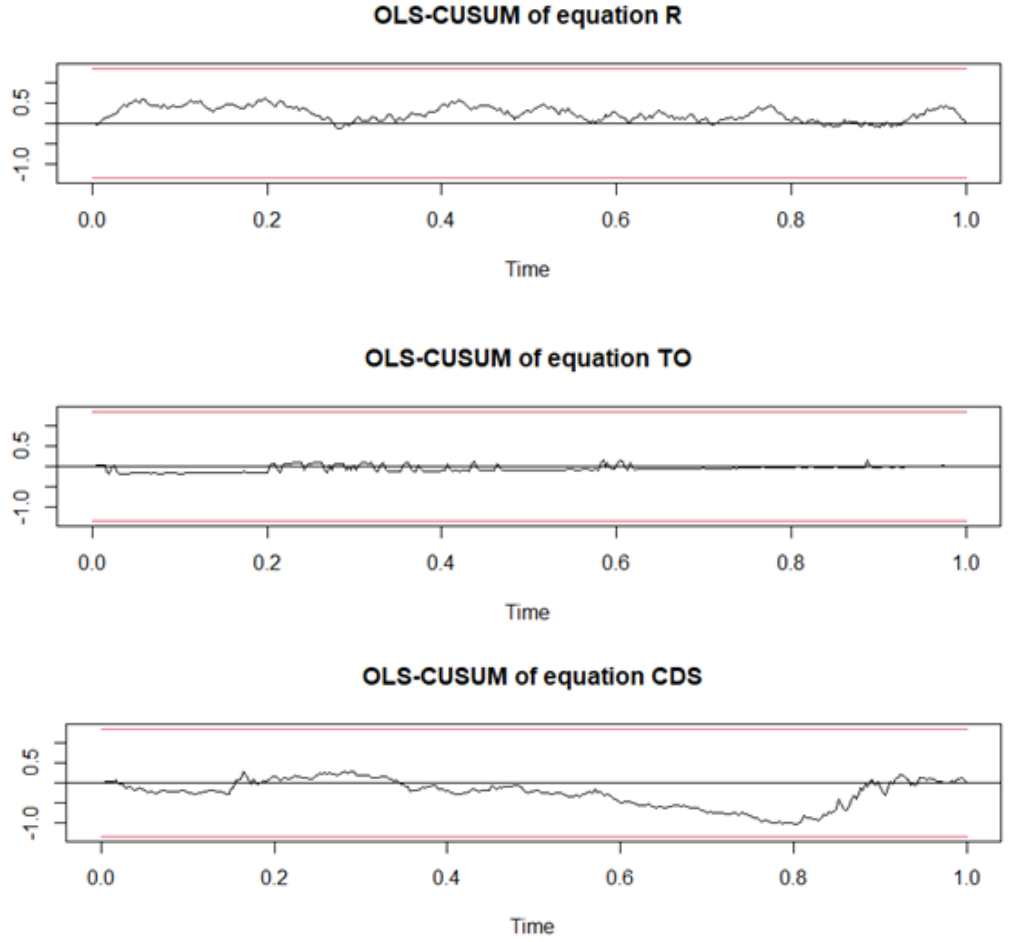
Tablo 7. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi (2019-2020)

	AIC	HQ	SIC*	FPE
R, TO	8	4	1	8
CDS, TO	8	3	3	8

Tablo 8. Otokorelasyon Test Sonuçları (2019-2020)

R, TO	χ^2 Değeri	df (serbestlik derecesi)	P-değeri
Portmanteau Test (asimptotik)	76.786	44	0.00161
CDS, TO	χ^2 Değeri	df (serbestlik derecesi)	P-değeri
Portmanteau Test (asimptotik)	74.312	36	0.000179

Şekil 6. OLS-CUSUM Test Sonuçları (2019-2020)



Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini gösteren test sonuçlarına tablo 9’da yer verilmiştir. Buna göre işlem hacmi, getiri ve CDS’in granger anlamında nedeni değildir. Ancak getiri ile işlem hacmi arasında anlık nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. CDS ve işlem hacmi arasında anlık nedenselliğe rastlanmazken, CDS işlem hacminin granger anlamında nedenidir. Getiri ve işlem hacmi arasındaki nedenselliğin anlık nitelikte olması, sürekli olarak anlık fiyat farklılıkları tespit edilerek alım/satım yapılan yüksek frekanslı işlemlerin söz konusu nedensellik ilişkisine neden olduğunu düşündürmektedir. Yalnızca getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin analiz edilmesi elde edilen bulguların aşırı güven şeklinde yorumlanabilmesi için yeterli olmamaktadır. Bu amaçla, CDS ve işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde, CDS’in işlem hacminin Granger nedeni olduğu görülmektedir. Buna göre işlem hacmi riskin gecikmeli değerleri tarafından açıklanmaktadır.

Tablo 9. Nedensellik Testi Sonuçları (2019-2020)

	Granger Nedensellik Testi				Anlık Nedensellik testi (Instantaneous causality test)			
	1) TO → R		R → TO		CDS → TO		χ^2 Değeri	P-değeri
	F test	P-değeri	F Test	P-değeri	F Test	P-değeri		
1)	0.13646	0.7119	0.19484	0.6591			14.897	0.00011
2)	0.61048	0.6084			2.6715	0.0465	0.26715	0.6053

Değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi nedeniyle SVAR modellerine geçilmiştir. Tablo 10’da ve tablo 11’de sırasıyla 1. ve 2. Model sonuçları yer almaktadır. 1. Model sonuçlarına göre, bir standart sapmalı pozitif getiri şoku işlem hacminde 0.14 birimlik azalmaya sebep olmaktadır. Bir standart sapmalı pozitif işlem hacmi şokunun getiride 12.3 birimlik azalmaya neden olduğu şeklindeki bulgu dikkat çekicidir. Söz konusu bulgu, Barber ve Odean (2001) çalışmasında vurgulanan yüksek işlem hacmi sonucunda daha düşük beklenen fayda elde edilmesi durumunu doğrulamaktadır. Tablo 11’de yer alan bulgulara göre bir standart sapmalı pozitif (artış yönünde) CDS şoku işlem hacminde 0.14 birimlik azalışa neden olmaktadır. Uzun dönem katsayılar incelendiğinde, işlem hacminden kaynaklanan şokların getiri ve CDS üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı görülmektedir. Uzun dönemde bir standart sapmalı pozitif getiri şokunun işlem hacmi üzerindeki etkisi yine negatif olurken katsayının 0.04’e düştüğü görülmektedir (tablo 10). Uzun dönemde CDS’in etkisine bakıldığında, bir standart sapmalı pozitif CDS şokunun işlem hacmini 0.03 birim arttırdığı görülmektedir. Uzun dönemde CDS işlem hacmi ilişkisinin yönü negatiften pozitive değişmiştir. Tablo 10’da ve tablo 11’de yer alan bulgular birlikte değerlendirildiğinde, piyasada yatırımcıların pozitif getiri şoku sonrası aşırı güven (overconfidence) nedeniyle işlem hacmini artırmak yerine özgüvensizlik (underconfidence) nedeniyle işlem hacmini azalttığı görülmektedir. Piyasalarda aşırı güvenli yatırımcıların yanı sıra özgüvensiz yatırımcıların da varlığını tespit eden çok sayıda çalışma bulunmaktadır.

dır (Kirchler ve Maciejovsky, 2002; Moore ve Cain, 2007; Pulford ve Colman, 1997; Subbotin, 1996; Erev, Wallsten ve Budescu, 1994). Tversky ve Kahneman (1979) çalışmasında yatırımcıları “kazançlar için riskten kaçınan kayıplar için risk alan” şeklinde tanımlamaktadır. Pozitif getiri şoku sonrası işlem hacminin azalması kayıptan kaçınma (loss aversion) ve özgüvensizlik (underconfidence) şeklinde yorumlanabilir. Benzer biçimde, pozitif bir CDS şoku sonrası kısa dönemde işlem hacmi kayıptan kaçınan yatırımcıların piyasadaki ağırlığına bağlı olarak azalmaktadır. Ancak uzun dönem katsayıları incelendiğinde, pozitif CDS şokunun işlem hacmini artırdığı görülmektedir (tablo11). Uzun dönemde piyasada risk alan aşırı güvenli yatırımcıların kayıptan kaçınan yatırımcılara kıyasla daha ağırlıklı olduğu söylenebilir.

Tablo 10. SVAR Test Sonuçları (1. Model) (2019-2020)

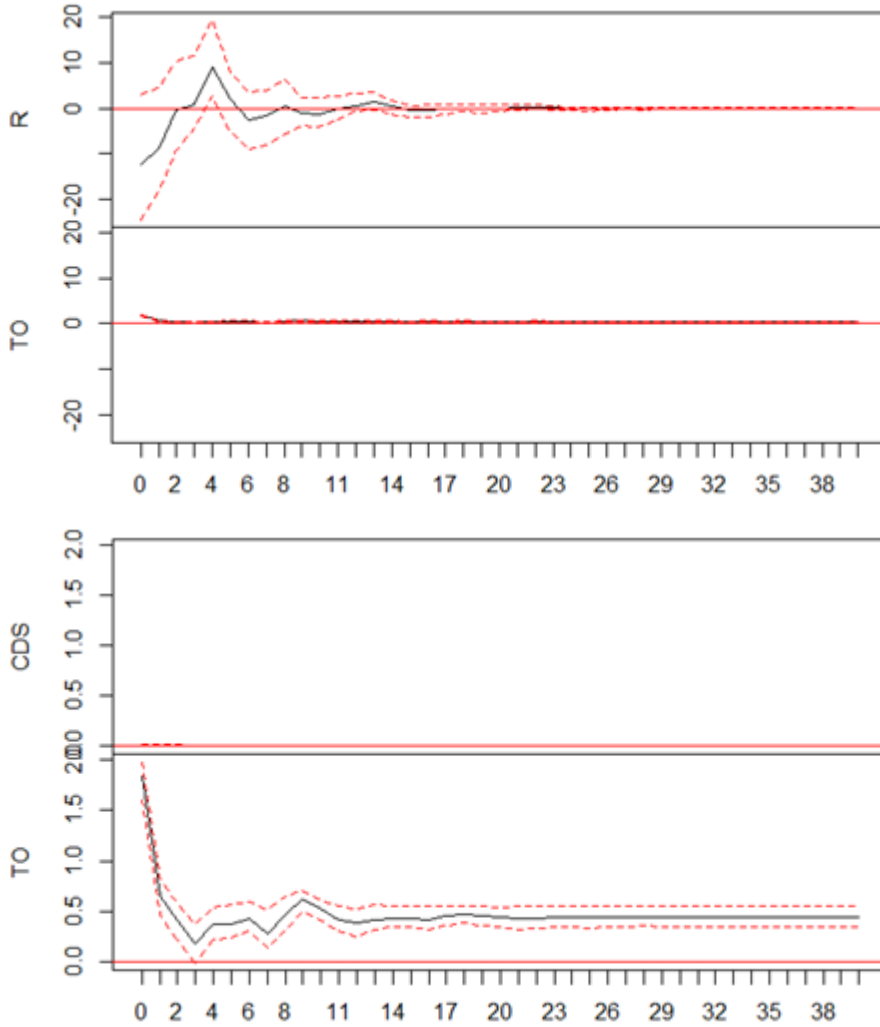
Tip: Blanchard-Quah	Örneklem Büyüklüğü: 1388	Log-Likelihood: 2002.003
Tahmini eşzamanlı etki matrisi (Estimated contemporaneous impact matrix)		
	R	TO
R	96.6794	-12.300
TO	-0.1373	1.865
Tahmini tanımlanmış uzun dönem etki matrisi (Estimated identified long run impact matrix)		
	R	TO
R	119.2830	0.0000
TO	-0.0444	0.4379

Tablo 11. SVAR Test Sonuçları (2. Model) (2019-2020)

Tip: Blanchard-Quah	Örneklem Büyüklüğü: 1388	Log-Likelihood: 2002.003
Tahmini eşzamanlı etki matrisi (Estimated contemporaneous impact matrix)		
	CDS	TO
CDS	0.03497	0.001765
TO	-0.14548	1.844091
Tahmini tanımlanmış uzun dönem etki matrisi (Estimated identified long run impact matrix)		
	CDS	TO
CDS	0.03589	0.0000
TO	0.03373	0.4368

Şekil 7’de SVAR modelinden elde edilen 40 günlük etki tepki analizi sonuçları yer almaktadır. Bir standart sapmalı pozitif getiri şokuna işlem hacminin tepkisi başlangıçta negatif yönde olmaktadır ve 4. Güne kadar artış, 4- 6. Gün aralığında azalış, 7. günde artış, 8. günde azalış, 9. günde artış şeklinde ve 14. günden itibaren sıfıra yakın olarak gerçekleşmektedir. Pozitif getiri şokunun işlem hacmi üzerindeki etkisi yaklaşık olarak 14 gün sürmektedir. Bir standart sapmalı pozitif CDS şokuna ise işlem hacminin tepkisinin sıfıra yakın olduğu görülmektedir. CDS’den gelen şoklara işlem hacminin tepkisi oldukça düşükken getiriden gelen şoklara daha sert tepki vermektedir.

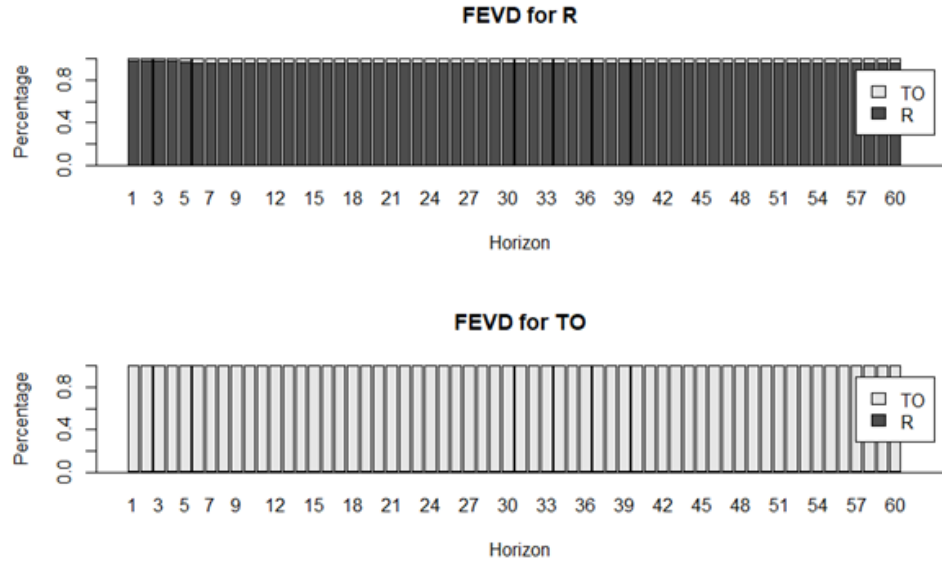
Şekil 7. SVAR Etki-Tepki Analizi (İşlem Hacminin Tepki Eğrileri) (2019-2020)



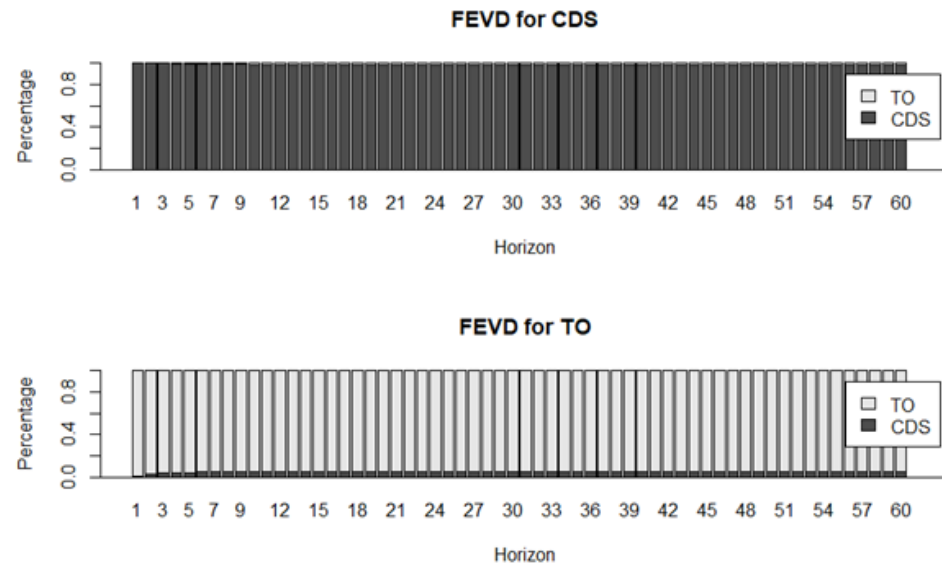
Tahmin hatası varyans ayrıştırma testi 40 gün için uygulanmıştır ve test sonuçları şekil 8'de ve şekil 9'da görülmektedir. İşlem hacmi değişkeninin varyansındaki değişme ağırlıklı olarak kendisindeki değişimler tarafından açıklanmaktadır. Getirinin işlem hacminin varyansındaki değişimleri açıklama gücü zayıftır. Getirinin varyansındaki değişimin ise ilk günler için işlem hacmi tarafından açıklanan payının oldukça düşük olduğu 5. Günden sonra artış olmasına rağmen söz konusu artışın belli bir düzeyin üzerine çıkmadığı görülmektedir. Şekil 9'da yer alan test sonuçlarına göre işlem hacminin varyansındaki değişimin CDS tarafından açıklanan payı 2. Günden itibaren artmakta ancak söz konusu artış getiride olduğu gibi belli bir düzeyin üzerine çıkmamaktadır. Tahmin hatası varyans ayrıştırma

sonuçlarının nedensellik testleri, etki tepki analizi ve SVAR sonuçları ile uyumlu olduğu anlaşılmaktadır.

Şekil 8. Tahmin Hatası Varyans Ayrıştırma (Forecast of Error Variance Decomposition) (1. Model) (2019-2020)



Şekil 9. Tahmin Hatası Varyans Ayrıştırma (Forecast of Error Variance Decomposition) (2. Model) (2019-2020)



5. Sonuç

Bu çalışmada Borsa İstanbul'da elde edilen pozitif getirilerin ve getiri ile pozitif yönde ilişkili olan riskin bir göstergesi olarak CDS'in gecikmeli değerlerinin işlem hacmi üzerindeki etkileri araştırılmaktadır. Pozitif getiriler ile işlem hacmi arasındaki anlamlı ve aynı yönlü ilişki piyasalarda aşırı güven davranışı gösteren yatırımcıların baskın olduğu şeklinde yorumlanmaktadır. Çalışmada ayrıca, 2016 yılında başlayan yüksek frekanslı işlemlerin işlem hacminde yarattığı artışın araştırma sonuçlarına etkisi dikkate alınarak, işlemlerin yoğunlaştığı 2019-2020 dönemi için analizler tekrarlanmıştır. Borsa İstanbul 100 endeksine ait 01.01.2015-12.05.2020 dönemi için günlük frekansta kapanış fiyatı ve işlem hacmi verileri ile CDS yani Credit Default Swap (Kredi Temerrüt Takası) verileri kullanılmıştır. Yüksek riskin aynı zamanda yüksek getiri sağlaması nedeniyle, riskin bir göstergesi olarak görülen CDS değişkeni de getirinin yanı sıra açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Bu amaçla, Granger ve Anlık nedensellik testleri, yapısal VAR (SVAR), etki tepki analizi ve tahmin hatası varyans ayrıştırma yöntemleri uygulanmıştır. Tüm dönemi kapsayan 2015-2020 aralığında yalnızca getiri ile işlem hacmi arasında nedensellik ilişkisi tespit edilirken, CDS ve işlem hacmi arasında nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır. Ancak yalnızca 2019-2020 dönemi için uygulanan model sonuçlarına göre, getiri ile işlem hacmi arasında anlık nedensellik ilişkisi tespit edilirken, CDS ve işlem hacmi arasında Granger nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Yüksek frekanslı işlemlerin nispeten daha yoğun olduğu 2019-2020 döneminde getiri ve işlem hacmi arasında nedensellik ilişkisinin anlık tipte olması yüksek frekanslı algoritmik işlemlerin etkisi olduğunu düşündürmektedir. CDS'in ise işlem hacminin Granger anlamında nedeni olduğu bulgusu literatüre alternatif bir aşırı güven tespit aracı sağlaması bakımından önemli bir katkı olduğu düşünülmektedir.

2019-2020 dönemi için elde edilen bulgulara göre, pozitif getiri şoku sonrası işlem hacminde meydana gelen azalma yatırımcıların ağırlıklı olarak kayıptan kaçınma davranışı (özgüvensizlik) gösterdiğini ima etmektedir. Pozitif bir CDS (risk) şoku sonrasında da yine kısa dönemde kayıptan kaçınma davranışının baskın olduğu ve işlem hacminin azaldığı, ancak, uzun dönemde aşırı güvenli ve risk alan yatırımcıların piyasada ağırlık kazanmasına bağlı olarak işlem hacminin risk artışıyla birlikte arttığı görülmektedir. İşlem hacmi getiri-den gelen şoklara daha sert tepki verirken CDS'den gelen şoklara daha ılımlı tepki vermektedir. Pozitif bir getiri şoku sonrasında yeni fiyat dengesinin kurulması ise 10 gün sürmektedir. Borsa İstanbul'da işlem yapan yatırımcılar arasında kısa dönemde kayıptan kaçınma, uzun dönemde ise aşırı güven ve risk alma davranışının baskın olduğu söylenebilir.

Çalışmadan elde edilen bulgular, hem yatırımcılar hem de politika yapımcılar açısından önem taşımaktadır. Piyasada aşırı güven gösteren yatırımcıların ağırlıkta olması piyasanın etkinlikten uzaklaşmasına, yatırım yapılan varlıkların fiyatlarının esas değerlerinden (fundamental values) uzaklaşmasına neden olabilmektedir. Geçmişte elde edilen getirilerin

sonraki dönemde gerçekleşen işlem hacmi üzerinde etkili olması ve bu etkinin uzun sürmesi yatırımcıların getirilerinde önemli ölçüde azalmaya yol açmaktadır. Yatırımcıların finansal okur yazarlığının ve piyasa bilgisinin artmasını amaçlayan girişimler ve çalışmalar bu tür rasyonellikten uzak davranışların azalmasına fayda sağlayacaktır. Politika yapıcılarının, piyasada işlem yapan yatırımcı profilini iyi anlaması, piyasada oluşabilecek fiyat balonlarının öngörülebilmesi, gerekli önlemlerin alınabilmesi gibi konularda yol gösterici olacaktır.

Kaynaklar

- Acker, D., & Duck, N. W. (2008). Cross-cultural overconfidence and biased self-attribution. *The Journal of Socio-Economics*, 37(5), 1815-1824.
- Alp, E. (2019). Türkiye Konut Kira Fiyatlarının Makroekonomik Belirleyenleri. *BANKACILAR*, 110, 94-113.
- Alp, E., & Seven, Ü. (2019). The dynamics of household final consumption: The role of wealth channel. *Central Bank Review*, 19(1), 21-32.
- Alp, E., & Seven, Ü. (2019a). Türkiye Konut Piyasasında Etkinlik Analizi. *Istanbul Business Research*, 48(1), 84-112.
- Asoy, E., & Saldanlı, A. (2017). Yatırımcılar Rasyonel midir? BİST'te Aşırı Güven ve Aşırı Optimizm Ön Yargıları Üzerine Bir Çalışma. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 5(1).
- Bao, H. X. H., & Li, S. (2019). Investor overconfidence and trading activity in the Asia Pacific REIT markets. *Quarterly Journal of Economics*, 116, 261-292.
- Barber, B. M., & Odean, T. (2001). Boys will be boys: Gender, overconfidence, and common stock investment. *The quarterly journal of economics*, 116(1), 261-292.
- Bektur, Ç., & Atasaygın, S. (2017). Hisse Senedi Yatırım Kararlarının Aşırı Güven ve Temsili Yatırımcı Kapsamında Değerlendirilmesi Üzerine. In *ICPESS (International Congress on Politic, Economic and Social Studies)* (No. 3).
- Berg, J. E., & Rietz, T. A. (2019). Longshots, overconfidence and efficiency on the Iowa Electronic Market. *International Journal of Forecasting*, 35(1), 271-287.
- Bloomberg (2019). Yüksek frekanslı işlemler. <https://www.bloomberght.com/yorum/cerendilekci/2182840-borsa-istanbul-gozunden-yukse-frekansli-islemler>. (Erişim tarihi, 09.06.2020).
- Brandon, K., & Fernandez, F. (2005). Financial innovation and risk management: An introduction to credit derivatives. *Journal of Applied Finance*, 15(1).
- Breckenfelder, J. (2019). Competition among high-frequency traders, and market quality. European Central Bank, Working Paper Series. No: 2290.
- Boussaidi, R. (2013). Overconfidence bias and overreaction to private information signals: the case of Tunisia. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 81, 241-245.
- Camerer, C., & Lovallo, D. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach. *American economic review*, 89(1), 306-318.

- Camerer, C., & Lovallo, D. (1999). Overconfidence and excess entry: An experimental approach. *American economic review*, 89(1), 306-318.
- Chen, G., Kim, K. A., Nofsinger, J. R., & Rui, O. M. (2007). Trading performance, disposition effect, overconfidence, representativeness bias, and experience of emerging market investors. *Journal of Behavioral Decision Making*, 20(4), 425-451.
- Chuang, W. I., & Lee, B. S. (2006). An empirical evaluation of the overconfidence hypothesis. *Journal of Banking & Finance*, 30(9), 2489-2515.
- Çetiner, M., Gökçek, H. A., & Turp Gölbaşı, B. (2019). Davranışsal finans açısından bilişsel çelişki, aşırı güven ve taklit ve sürü davranışları boyutlarında bireysel yatırımcı kararları üzerine bir inceleme.
- Daniel, K. D., Hirshleifer, D., & Subrahmanyam, A. (2001). Overconfidence, arbitrage, and equilibrium asset pricing. *The Journal of Finance*, 56(3), 921-965.
- Darrat, A. F., Zhong, M., & Cheng, L. T. (2007). Intraday volume and volatility relations with and without public news. *Journal of Banking & Finance*, 31(9), 2711-2729.
- Deaves, R., Lüders, E., & Schröder, M. (2010). The dynamics of overconfidence: Evidence from stock market forecasters. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 75(3), 402-412.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A. (1979). Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, pp.427-431.
- Gervais, S., & Odean, T. (2001). Learning to be overconfident. *The Review of Financial Studies*, 14(1), 1-27.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Karabıyık, L., & Anbar, A. (2006). Kredi temerrüt swapları ve kredi temerrüt swaplarının fiyatlandırılması. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (31).
- Karaca, O. (2011). Türkiye'de enflasyon - büyüme ilişkisi: zaman serisi analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4 (2), 247-255. ss.
- Kauffman, R. J., Hu, Y., & Ma, D. (2015). Will high-frequency trading practices transform the financial markets in the Asia Pacific Region?. *Financial Innovation*, 1(1), 1-27.
- Kıymaz, H., Öztürkkal, B., & Akkemik, K. A. (2016). Behavioral biases of finance professionals: Turkish evidence. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 12, 101-111.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root, How Sure are We that Economic Time Series have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54, 159-78.
- Michailova, J., & Schmidt, U. (2016). Overconfidence and bubbles in experimental asset markets. *Journal of Behavioral Finance*, 17(3), 280-292.
- Otluoğlu, E. (2009). Davranışsal Finans Çerçevesinde Aşırı Güven Hipotezinin Test Edilmesi: İMKB'de Bir Uygulama. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi. İstanbul Üniversitesi, SBE.
- Pfaff, B. (2008). VAR, SVAR and SVEC models: Implementation within R package vars. *Journal of Statistical Software*, 27(4), 1-32.
- Proeger, T., & Meub, L. (2014). Overconfidence as a social bias: Experimental evidence. *Economics Letters*, 122(2), 203-207.
- Proeger, T., & Meub, L. (2014). Overconfidence as a social bias: Experimental evidence. *Economics Letters*, 122(2), 203-207.
- Sheikh, M. F., & Riaz, K. (2012). Overconfidence bias, trading volume and returns volatility: Evidence from Pakistan. *World Applied Science Journal*, 18(12), 1737-1748.
- Sindhu, M. I., & Waris, F. (2014). Overconfidence and turnover: Evidence from the Karachi Stock Exchange. *European Journal of Business and Management*, 6(7), 128-135.
- Sindhu, M. I., & Waris, F. (2014). Overconfidence and turnover: Evidence from the Karachi Stock Exchange. *European Journal of Business and Management*, 6(7), 128-135.
- Statman, M., & Thorley, S., (1998). Overconfidence and trading volume, Working paper, Santa Clara University.
- Statman, M., Thorley, S., & Vorkink, K. (2006). Investor overconfidence and trading volume. *The Review of Financial Studies*, 19(4), 1531-1565.
- Takım, A. (2010). Türkiye'de GSYİH ile ihracat arasındaki ilişki: granger nedensellik testi. *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 315-330.
- Tekçe, B., & Yılmaz, N. (2015). Are individual stock investors overconfident? Evidence from an emerging market. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 5, 35-45.
- Tekçe, B., Yılmaz, N., & Bildik, R. (2016). What factors affect behavioral biases? Evidence from Turkish individual stock investors. *Research in International Business and Finance*, 37, 515-526.

- Tekin, B. Kendine Aşırı Güven ve Ölçme Yöntemleri: Davranışsal Finans Kapsamında Bir Literatür İncelemesi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(2), 293-308.
- Telatar, E., Türkmen, Ş., & Teoman, Ö. (2002). Pamuk borsalarında oluşan fiyatların etkinliği. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 17(2), 55–74.
- Tversky, A., & Kahneman, D. (1979). Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2), 263-291.
- Wang, S., Li, G., & Wang, J. (2019). Dynamic Interactions between Intraday Returns and Trading Volume on the CSI 300 Index Futures: An Application of an SVAR Model. *Mathematical Problems in Engineering*, 2019.
- Yavuz, N. (2011). Türkiye'de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma Ve Nedensellik Analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7 (2), 162-171.

Ekler

EK 1: Çalışmada kullanılan R program kodları

```
install.packages("tsm")
install.packages("vars")
install.packages("mFilter")
library(tsm)
library(vars)
library(mFilter)
library(install_github("KevinKotze/tsm"))
library(fUnitRoots)
library(urca)
install.packages("vars")
dat<-read.delim2("turkey.txt")
X=ts(dat,start=c(2015,1), frequency=365)
TO <- X[,2]
R <- X[,4]
CDS <- X[,3]
CDS <- diff(log(CDS))
TO <- diff(log(TO))
R <-R[1:length(R)-1]
plot(cbind(TO, R, CDS))
library(vars)
dat.bv <- cbind(CDS, R, TO)
colnames(dat.bv) <- c("CDS", "R", "TO")
info.bv <- VARselect(dat.bv, lag.max = 12, type = "const")
info.bv$selection # gives the best lag according to information criterias
bv.est <- VAR(dat.bv, p = 1, type = "const", season = NULL,
              exog = NULL) # assign p-value according to information criteria (e.g.AIC=11)
summary(bv.est) # summarize model coefficients along with their statistics
bv.serial <- serial.test(bv.est, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
bv.serial
plot(bv.serial, names = "TO")
plot(bv.serial, names = "R")
plot(bv.serial, names = "CDS")
bv.arch <- arch.test(bv.est, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
```

```
bv.arch
bv.norm <- normality.test(bv.est, multivariate.only = TRUE)
bv.norm
bv.cusum <- stability(bv.est, type = "OLS-CUSUM")
plot(bv.cusum)
dat.bvr <- cbind(R, TO)
library(vars)
info.bvr <- VARselect(dat.bvr, lag.max = 12, type = "const")
info.bvr$selection # gives the best lag according to information criterias
bv.estr <- VAR(dat.bvr, p = 2, type = "const", season = NULL,
              exog = NULL) # assign p-value according to information criteria (e.g.AIC=11)
summary(bv.estr) # summarize model coefficients along with their statistics
bv.serialr <- serial.test(bv.estr, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
bv.serialr
plot(bv.serialr, names = "TO")
plot(bv.serialr, names = "R")
bv.archr <- arch.test(bv.estr, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
bv.archr
bv.normr <- normality.test(bv.estr, multivariate.only = TRUE)
bv.normr
bv.cusumr <- stability(bv.estr, type = "OLS-CUSUM")
plot(bv.cusumr)
# Granger causality, IRFs and variance decompositions
bv.cause.gdpr <- causality(bv.estr, cause = "TO")
bv.cause.gdpr
bv.cause.uner <- causality(bv.estr, cause = "R")
bv.cause.uner
dat.bvc <- cbind(CDS, TO)
library(vars)
info.bvc <- VARselect(dat.bvc, lag.max = 12, type = "const")
info.bvc$selection # gives the best lag according to information criterias
bv.estc <- VAR(dat.bvc, p = 2, type = "const", season = NULL,
              exog = NULL) # assign p-value according to information criteria (e.g.AIC=11)
summary(bv.estc) # summarize model coefficients along with their statistics
bv.serialc <- serial.test(bv.estc, lags.pt = 12, type = "PT.asymptotic")
bv.serialc
```

```
plot(bv.serialc, names = "TO")
plot(bv.serialc, names = "CDS")
bv.archc <- arch.test(bv.estc, lags.multi = 12, multivariate.only = TRUE)
bv.archc
bv.normc <- normality.test(bv.estc, multivariate.only = TRUE)
bv.normc
bv.cusumc <- stability(bv.estc, type = "OLS-CUSUM")
plot(bv.cusumc)
# Granger causality, IRFs and variance decompositions
bv.cause.gdpc <- causality(bv.estc, cause = "TO")
bv.cause.gdpc
bv.cause.unec <- causality(bv.estc, cause = "CDS")
bv.cause.unec
# SVAR codes
library(urca)
ur.ers(TO)
ur.ers(R)
v2 <- ts(na.omit(cbind(R, TO)))
varp2 <- VAR(v2, ic = "AIC", lag.max = 8, type = "const")
varp2
summary(varp2)
svar <- BQ(varp2)
summary(svar)
myIRF <- irf(svar, n.ahead=40, ci=.9)
myIRF.c <- irf(svar, n.ahead=40, ci=.9, cumulative=TRUE)
plot(myIRF.c, plot.type="multiple")
library(forecast)
irfvc <- irf(svar, n.ahead = 40, cumulative=TRUE)
summary(irfvc)
vth <- fevd(svar, n.ahead=60)
summary(vth)
plot(vth)
# SVAR codes
library(urca)
ur.ers(TO)
ur.ers(CDS)
```

```
v2 <- ts(na.omit(cbind(CDS, TO)))
varp2 <- VAR(v2, ic = "AIC", lag.max = 8, type = "const")
varp2
summary(varp2)
svar <- BQ(varp2)
summary(svar)
myIRF <- irf(svar, n.ahead=40, ci=.9)
myIRF.c <- irf(svar, n.ahead=40, ci=.9, cumulative=TRUE)
plot(myIRF.c, plot.type="multiple")
library(forecast)
irfvc <- irf(svar, n.ahead = 40, cumulative=TRUE)
summary(irfvc)
vth <- fevd(svar, n.ahead=60)
summary(vth)
plot(vth)
```