

Yayın Geliş Tarihi: 17.10.2014
Yayına Kabul Tarihi: 02.12.2015
Online Yayın Tarihi: 18.05.2016
<http://dx.doi.org/10.16953/deusbed.89624>

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi
Cilt: 18, Sayı: 1, Yıl: 2016, Sayfa: 11-30
ISSN: 1302-3284 E-ISSN: 1308-0911

Araştırma Makalesi

BORSA İSTANBUL'DA PAY SENEDİ GETİRİLERİ İLE İŞLEM HACMİ ARASINDAKİ İLİŞKİ

OktaY TAŞ*
Kaya TOKMAKÇIOĞLU**
Gökben ÇEVİKCAN***

Öz

Bu çalışmada Borsa İstanbul'da pay senedi fiyatlarıyla işlem hacmi arasındaki ilişki 2000/01-2014/06 dönemi için incelenmiştir. Günlük işlem hacmi ile endeks verilerinin kullanıldığı çalışmada regresyon analizinin ve Granger nedensellik testinin yanı sıra Johansen Eşbütünleşme analizi ile VAR Modeli uygulanmıştır. İncelenen dönem için %5 anlamlılık düzeyinde işlem hacmi ve getiri ile getiri oynaklığı arasında eşanlı ve dinamik bir ilişki bulunmuş, fiyat değişimlerinin işlem hacimlerini etkilediği gözlemlenmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise fiyat ve hacim hareketleri arasındaki ilişki tek yönlü olup, yönü fiyattan hacme doğrudur. Regresyon analiz sonuçlarını doğrulama için kurulan VAR (Vector Autoregression Model) modelinde de benzer sonuçlar gözlemlenmiş, fiyat hareketlerinin işlem hacimlerinde etkili olduğu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Getiri, Hacim, Borsa İstanbul, Granger Nedensellik Testi, VAR Modeli.

THE RELATIONSHIP BETWEEN TRADING VOLUME AND RETURNS IN BORSA İSTANBUL

Abstract

This paper investigates the stock price-volume relation in Borsa İstanbul for the period 2000/01-2014/06. Regression analysis, Granger Causality Test, Johansen Cointegration Test and VAR Model are applied by using daily index data. It is documented a dynamic and contemporaneous relation between volume and return and return volatility as well at 5 % significance level. In this study, it is found that there is a one-way causality between trading volume and return. In order to verify the results of regression analysis, the VAR Model are also analysed and the results show that the price movements affect the trading volume.

* Prof. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Mühendisliği Bölümü, oktay.tas@itu.edu.tr

** Yrd. Doç. Dr., İstanbul Teknik Üniversitesi, İşletme Fakültesi, İşletme Mühendisliği Bölümü, tokmakcioglu@itu.edu.tr

*** Müdür Yardımcısı, Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği, Araştırma ve İstatistik Bölümü, gokbenaltas@gmail.com

Keywords: *Return, Volume, Borsa Istanbul, Granger Causality Test, Vector Autoregression Model.*

GİRİŞ

Piyasalarda al-sat kararları her gün ve büyük miktarlarda gerçekleşmektedir. Türkiye'de olduğu gibi pek çok piyasada yatırımcıların daha çok geçmiş fiyat ve hacim bilgilerine bakarak bu kararları verdiği görülmektedir. Finans kitaplarında çok yer tutmayan ancak yaygın olarak kullanıldığı bilinen teknik analizde genel olarak artan işlem hacimleri, trendin devam edeceğine işaret ederken, düşük işlem hacimleri de trendin değişeceğine işaret etmektedir. Bir başka deyişle bu yöntemde, fiyat bilgilerinin yanı sıra geçmiş işlem hacimleri bir sonraki dönemdeki fiyat hareketlerini tahmin etmede kullanılabilir. Pek çok analist tarafından kullanılan bu analizin sadece daha kolay olduğu için mi kullanıldığı ya da fiyat tahmininde işlem hacmi, işlem adedi ve oynaklık vb. verilerin iyi bir tahmin yöntemi sunup sunmadığı finans piyasalarında uzun süredir tartışılan bir konu olmuştur.

İşlem hacmi ve getiri hareketleri arasındaki ilişkiyi teorik ve ampirik açılarından inceleyen ve oldukça geniş bir literatür taraması da yapan Karpoff (1987), fiyat-hacim ilişkisinin önemini 4 sebeple açıklamıştır:

1. Getiri ve hacim arasındaki ilişki, finansal piyasaların yapısı hakkında bilgi verirken, bu ilişki, finansal piyasaya ulaşan bilginin piyasada nasıl dağıldığı ve yansıtıldığı, piyasanın büyüklüğü gibi konular hakkında bilgi vermektedir.
2. Fiyat ve hacim arasındaki ilişki, fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanan vaka çalışmalarında çıkarımlar yapmak için önemlidir.
3. Fiyat - hacim ilişkisinin, spekülasyon fiyat hareketleri üzerine yapılan tartışmalarda kritik bir önemi vardır. Spekülasyon fiyatların dağılım özelliği, fiyat süreci varyansındaki değişimlerin ölçülmesinde kullanılan bir unsurdur. Fiyat hacim ilişkisinin bilinmesi durumunda, varyans değişimleri ve oynaklık tahminleri daha fazla anlam kazanmaktadır (Acar Boyacıoğlu vd., 2010).
4. Söz konusu ilişki, vadeli işlemler piyasası hakkındaki araştırmalarda anlamlı bir etkiye sahiptir. Pay senedi fiyatının değişkenliği, vadeli işlem hacmini etkilemektedir. Ayrıca fiyat-hacim ilişkisi, yatırım kararlarının alınmasında gizli ve kamuya açık bilginin önemini de açığa çıkartmaktadır (Acar Boyacıoğlu vd., 2010).

Fiyat-hacim ilişkisi temelde piyasadaki bilgi akışına odaklanmaktadır. Piyasadaki mevcut bilgi düzeyinde, pay senedi fiyatı, yatırımcıların o pay senedinin gelecekteki performansı ile ilgili beklentilerini yansıtmaktadır. Piyasaya gelen yeni bilgi, fiyat değişimlerinin ana sebebi olabileceği gibi, yatırımcıların tepkisi farklı olacağından (iyi veya kötü), fiyatta değişikliğe neden olmayabilir. Öte yandan, bilgi akışı işlem hacimlerinde bir artışa neden olacak ve bu hacim, o

piyasadaki yatırımcıların piyasaya gelen bu haberlere kümülatif tepkisini yansıtabacaktır. Bu kapsamda işlem hacmi piyasaya etki eden ve gözlenemeyen bilgi akışını ölçen önemli bir gösterge olup, pay senedi getirilerini ve oynaklığını yaratan süreçte kritik bir öneme sahip olmaktadır (Kıran, 2010). Fiyat hacim arasında kurulan regresyon modelleri daha çok bilgi akışının nasıl işlediğine ve fiyatların piyasaya ulaşan bilgilere nasıl uyum sağladığına dayanmaktadır. Fiyat ve hacim arasındaki söz konusu bağımlılık yapısı belirlenebiliyorsa, yatırımcılar bu tahminlerle daha etkin kararlar alabilecektir.

Yatırımcıların kararlarını etkileyecek bir diğer etmen olarak, işlem yapan yatırımcıların da kimliği söylenebilir. Nitekim hem literatürde hem de piyasada yabancı yatırımcıların yatırım kararları ile piyasayı etkilediği düşünülmektedir. Yabancı yatırımcılar için gelişmekte olan piyasalar alternatif yatırım alanları olup, bu yatırımcıların genellikle piyasada daha fazla bilgi sahibi oldukları ve bu sayede fiyatları istedikleri gibi yönlendirip, istediklerinde borsaya girip istedikleri zaman da çıktıkları yönünde bir düşünce bulunmaktadır (Okuyan ve Erbaykal, 2011). Ancak, yabancı yatırımcılar da piyasadaki fiyattan etkilenebilir. Bu kapsamda, fiyat hacim arasındaki ilişkinin varlığı yabancı yatırımcılar için de önemli olacaktır.

Bu çalışma gelişmekte olan bir piyasa olan Borsa İstanbul'da fiyat hareketleri ve işlem hacmi ilişkisinin varlığını araştırmaktadır. Çalışmada ayrıca, Borsa İstanbul'daki halka açık pay senetlerinin yaklaşık üçte ikisine sahip olan yabancı yatırımcılar ile yerli yatırımcıların işlemlerindeki fiyat-hacim ilişkisi ayrı ayrı ele alınarak iki grubun yatırım kararları arasında fark olup olmadığı araştırılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde konu ile ilgili literatür incelenmiştir. Üçüncü bölümde çalışmanın verisi ve kullanılan ekonometrik yöntem hakkında bilgi verilirken, dördüncü bölümde elde edilen sonuçlar sunulmuş ve son bölümde de bu sonuçlara ait değerlendirmeler yapılmıştır.

LİTERATÜR İNCELEMESİ

Pay senedi piyasalarındaki işlem hacmi-getiri arasındaki ilişkiyi inceleyen farklı yöntemler kullanan pek çok çalışma mevcuttur. Hacim-fiyat arasında genel olarak eşzamanlı (contemporaneous) ya da nedensellik ilişkisi, çalışmaların eksenini oluşturmuştur. Ampirik çalışmalarda endeks ya da bireysel pay senetleri kullanılırken, fiyat-hacim ilişkisi genellikle yüzdesel ya da mutlak değişimler göz önünde bulundurularak incelenmiştir. Epps (1975), Copeland (1976), Jennings ve diğerleri (1981) ve Harris (1987) iki değişken arasında pozitif bir ilişki bulan çalışmalardan bazıları iken, Ahmed ve diğerleri (2005) yazdıkları makalede negatif bir ilişki bulmuş, bu durumu da likidite risk priminin varlığı ile açıklamışlardır. Benzer şekilde Chuang ve diğerlerinin (2012) de çalışmalarındaki bulgular 10 Asya ülkesinden Japonya ve Tayvan'da hacim ve getiri oynaklığı arasında ters bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir.

Bununla birlikte, yapılan deneysel çalışmalarda aynı piyasalarda farklı sonuçlar da ortaya konmuştur. Örneğin Lamoureux and Lastrapes 1990'da kaleme aldıkları makalede ABD pay senetlerinde hacim-getiri oynaklığı arasında pozitif bir ilişkinin varlığını ileri sürerken, Darrat ve diğerleri (2003) DJIA'de yer alan çoğu pay senetlerinde böyle bir ilişkinin olmadığını belirtmiştir.

Fiyat-hacim arasında eşzamanlı ilişkinin yanı sıra, dinamik (nedensellik) ilişkiyi ortaya koyan çalışmalar (Saatçioğlu ve Starks, 1998; Chen vd., 2001; Badhani, 2005; Deo vd., 2008; Gökçe, 2002) mevcuttur. Bu çalışmalarda genellikle Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Örneğin, Badhani (2005) Hindistan borsasında 1995-2005 arası fiyattan hacme doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi bulurken, Saatçioğlu ve Starks (1998) Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Venezüella'dan oluşan altı Latin Amerika pay senedi piyasası için aylık verileri kullanarak Arjantin ve Şili dışındaki dört piyasa için hacimden pay senedi getirilerine doğru nedensellik tespit etmişlerdir. Chen, Firth ve Rui (2001), New York, Tokyo, Londra, Paris, Toronto, Milano, Zürih, Amsterdam ve Hong Kong olmak üzere dokuz büyük piyasada günlük verilerle yapmış oldukları çalışmalarında fiyat değişimlerinin hacim değişimlerinin nedeni olduğu yönünde güçlü bulgulara ulaşmışlardır. Deo, Srinivasan ve Devanadhen (2008) yedi Asya-Pasifik menkul kıymet piyasasında Ocak 2004-Mart 2008 döneminde günlük verilerle yürüttükleri araştırmalarında Granger nedensellik testi kullanmışlar ve seçilen piyasaların çoğunda fiyattan hacme doğru tek yönlü nedensellik tespit etmişlerdir. Benzer şekilde, Darwish (2012) 2000-2010 yılları arası Filistin Borsasında haftalık verileri kullanarak, pay senedi getirileri ile hacim arasında, fiyattan hacme doğru nedensellik tespit etmiştir.

Gökçe (2002) İMKB endeksinin kapanış verileri ile işlem hacmini incelemiştir. İMKB günlük işlem hacmi ile Ulusal 100 endeksi kapanış değerleri arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi kullanarak sınavan Gökçe, fiyat değişimlerinin işlem hacmindeki değişikliklerin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Son zamanlarda yapılan çalışmalarda pay senedi getirisi ve hacim arasında gecikmeli bir ilişkinin varlığı araştırılmaktadır. Çalışmalarda fiyattaki bir değişimin belli bir süre sonra hacimde bir değişime, ya da hacimdeki değişimin belirli bir süre sonra fiyattaki değişime neden olup olmadığı incelenmiştir. 2012 yılında Chuang ve diğerleri tarafından 10 Asya ülkesi piyasalarında (Hong Kong, Japonya, Kore, Tayvan Singapur, Çin, Endonezya, Malezya, Filipinler, Tayland) yaptıkları çalışmada genel olarak fiyatın hacimde gecikmeli bir etkiye sahip olduğu yönünde kanıtlar bulurken, hacimde meydana gelen değişimin gecikmeli olarak fiyattaki değişime neden olduğuna yönelik kanıt bulamamıştır.

Pay senedi piyasalarının yanı sıra diğer piyasalarda da fiyat hacim ilişkisi araştırılmıştır. He ve diğerleri (2014) Çin'deki iki türev borsasındaki 2000-2011 yılları arasındaki 6 vadeli işlem sözleşmelerinin fiyat-hacim ilişkisini incelemiş, getiri (mutlak değer) ve hacim arasında tek yönlü ilişki bulmuştur. He ve diğerleri

ayrıca bu piyasada hacmin ayı ve boğa piyasalarında daha farklı hareket ettiğini de tespit ederek asimetrik etkiyi gözlemlemiştir. Saadoui'nin (2012) Avrupa Enerji Borsası üzerine yaptığı çalışmada, fiyat ve hacim ilişkisini araştırmıştır. Ocak 2009 ile Şubat 2010 yılları arası gün içi işlemleri gözlemleyerek yapılan çalışmada fiyat ve hacim arasında nedensellik ilişkisi çift yönlü bulunmuş ve fiyat tahmininde işlem hacimlerinin kullanılabilmesi sonucuna ulaşılmıştır.

Literatürde fiyat değişiklikleri ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi açıklayan önemli bireysel çalışmaların yanı sıra bu iki değişken arasındaki ilişkiyi açıklayan birbirleriyle ilişkili 2 grup hipotez bulunmaktadır. Bunlardan birincisi, ilk olarak Copeland (1976) tarafından ileri sürülmüş, Jennings ve diğerleri (1981) tarafından genişletilmiş Ardışık Bilgi Akışı (sequential arrival information) hipotezidir. Bu modele göre, fiyat ve hacim değişimleri arasında çift yönlü pozitif dinamik nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Piyasaya yeni gelen bilgi, bütün piyasa katılımcılarına aynı anda dağılmamaktadır. Nihai bilgi dengesi, ancak orta düzeyde bir ardışıklık ve geçiş dengesinden sonra oluşur (Kıran, 2010). Copeland, simülasyon testlerini kullanarak mutlak fiyat değişikliklerinin işlem hacmiyle birlikte arttığını ortaya koymuştur. Bu nedenle, ardışık bilgi akışı hipotezine göre gecikmeli mutlak getirilerin bugünkü işlem hacmini tahmin edebilme gücü vardır veya tersi durum da söz konusudur (Acar Boyacıoğlu vd., 2010).

Literatürde yer alan diğer önemli hipotez Dağılımların Karışımı Hipotezi (Mixture of Distributions Hypothesis) olup Clark (1973) tarafından ortaya atılmış Harris (1986) tarafından geliştirilmiştir. Bu modelde Ardışık Bilgi Akışının tersine bilgi tüm yatırımcılara eş anlı gelir. Fiyat hacim ilişkisi bilginin miktarına ve önemine bağlıdır. Buna göre, fiyatlar ve işlem hacmi pozitif korelasyonludur. Çünkü tek bir işlemdeki fiyat değişimlerinin varyansı, aynı işlemdeki hacme bağlıdır. Bir diğer ifadeyle, varlık fiyatları ile işlem hacmi arasında eşzamanlı pozitif ilişki vardır. Bundan böyle, piyasaya giren yeni bir bilgiye tepki olarak fiyat ve hacim aynı zamanda değişmektedir. Diğer bir ifadeyle, fiyatlar ve hacim sadece piyasaya bir bilgi ulaştığında değişmektedir ve bu değişim sabit bir hızla hareket etmektedir.

Literatürde fiyat ve hacim ilişkisini inceleyen çalışmalardan elde edilen sonuçlar yabancı işlem hacimlerinin pay senedi fiyatları üzerinde etkili olabileceğini düşündürmektedir (Acar Boyacıoğlu vd., 2010). Fiyat-işlem hacmi kadar çok olmasa da, yabancı yatırımcı işlem hacimlerinin fiyat üzerine etkisi de araştırılan konulardan biri olmuştur. Örneğin, Warther (1995) ABD'de yaptığı çalışmada pay senedi ve tahvil getirileri ile sermaye akımları arasında pozitif bir ilişkiye işaret etmektedir (Kıran, 2010). Clark ve Berko (1997) ise Meksika'da yaptıkları çalışmalarında pay senetlerinde yabancı satın alımları ile pay senedi getirileri arasında pozitif bir ilişki olduğunu öne sürmüştür. Tabak (2013) Brezilya Borsasında (Bovespa) yaptığı analizde yabancıların toplam piyasa değeri içindeki payı ile piyasa getirisi arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu belirtmiştir. Okuyan ve diğerleri (2011) Borsa İstanbul'daki 1997-2009 yılları arasında aylık

yabancı işlem hacimlerinden yola çıkarak yabancı işlem hacmi ile pay senedi getirileri arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki bulmuştur. Ancak kısa dönemli sonuçlar aynı ilişkinin varlığını desteklememiştir (Kıran, 2010).

DATA VE MODEL

Çalışmanın ilk aşamasında Ocak 2000 ve Haziran 2014 dönemini kapsayan (3.700 gözlem) Borsa İstanbul Ulusal Pazar günlük işlem hacimleri (TL) ile pay senedi fiyatlarını temsilen BIST-100 fiyat endeksinin kapanış değerleri kullanılmıştır. Söz konusu veriler Borsa İstanbul'un internet sitesinden alınmıştır. Yapılan istatistiksel analizler Eviews-6 programında elde edilmiştir.

Durağanlık Testi

Literatürde finansal değişkenlere ilişkin olarak ilk yapılan işlemlerden biri doğal logaritmaların alınmasıdır. Böylece endeks getirisi ve işlem hacim serileri logaritmik birinci sıra farklar kullanılarak durağanlaştırılması amaçlanmaktadır. Nitekim, durağanlık zaman serisi analizleri için önemli bir ön koşuldur (Çukur vd, 2010).

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

Burada R_t , endeksin t gününde endeksin logaritmik getirisi, P_t , endeksin t günündeki kapanış değeri, P_{t-1} ise endeksin t-1 gündeki kapanış değerini göstermektedir.

$$V_t = \ln\left(\frac{v_t}{v_{t-1}}\right) \quad (2)$$

Benzer şekilde işlem hacmi serisinde V_t , t gününde ulusal pazarda gerçekleşen logaritmik işlem hacmi değişimi göstermektedir.

Logaritmik fark serilerinin durağanlıklarının test edilmesi için Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller) (ADF) testinin kullanılması benimsenmiştir. Değişkenlere ait uygun gecikme uzunluklarının belirlenebilmesi için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. ADF testi temel olarak aşağıdaki modele göre uygulanmaktadır.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (3)$$

3 nolu denklemde y birim kök testin uygulanacağı değişkenleri (işlem hacmi ve getirisi), α , β ve δ parametreleri, ortalaması sıfır ve değişen varyansa sahip hata terimlerini ifade etmektedir. ADF birim kök testinde β parametresinin önemli olup olmadığına bakılmaktadır. Bir diğer ifadeyle $\beta=0$ boş hipotezi test edilmektedir.

Regresyon Analizi

Değişkenlere ilişkin durağanlık varsayımı sağlandıktan sonra, işlem hacmi ve getiri arasında eş anlî ilişkiyi test etmek için daha önce Brezilya sermaye piyasasında benzer ilişkiyi incelemek üzere Medieros ve Doornik'in 2008 yılında yayınladıkları makalede kullanılan aşağıdaki regresyon modeli uygulanmıştır.

$$R_t = a_0 + a_1 V_t + a_2 V_{t-1} + a_3 R_{t-1} + u_t \quad (4)$$

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 R_{t-1} + \beta_3 V_{t-1} + v_t \quad (5)$$

Burada α ve β $i=1,2,3$ ortalama denklemin parametrelerini; u_t ve v_t hata terimlerini ifade etmektedir. Model En Çok Benzerlik Metoduyla tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Medieros ve Doornik (2008) makalelerinde getiri oynaklığı ile hacim ilişkisini de ölçmek istemişler ve bunun için de getiri değerlerinin karesini kullanmışlardır.

$$V_t = \beta_0 + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 V_{t-2} + \theta_1 D_t R_t^2 + v_t \quad (6)$$

Bu kapsamda 6 numaralı denklemde işlem hacmi ve getiri oynaklığı arasındaki ilişkisi θ parametresi ile ifade edilmiştir. Kukla değişken D_t getiri negatif olduğunda 1, diğer şekilde 0 olacak şekilde modele entegre edilmiş ve söz konusu ilişkinin asimetrisi ölçülmesi amaçlanmıştır. Ayrıca hata terimlerindeki korelasyon problemini çözmek için de modele işlem hacminin iki gecikmeli verileri de eklenmiştir.

İşlem hacmi-getiri değişimi ilişkisini yerli ve yabancı yatırımcılar için ayrı ayrı değerlendirmek için Ocak 2000-Haziran 2014 dönemleri arasındaki işlem hacmi (\$) ve endeks değerleri kullanılmıştır. Yabancı işlem hacimleri için Borsa İstanbul internet sitesinde yayınlanan yabancı yatırımcıların işlem hacmi kullanılmıştır. Yerli işlem hacimleri ise toplam işlem hacminden bu işlemler çıkartılarak hesaplanmıştır. Yabancı işlem hacimleri aylık yayımlandığı için çalışmanın bu bölümünde ilişki günlük yerine aylık olarak değerlendirilmiştir. Gözlem sayısı 240 olmuştur.

Nedensellik Analizi

Çalışmada işlem hacmi ve getiri arasında regresyon analizinin yanı sıra nedensellik ilişkisinin tespiti önemli görülmüştür. Bu ilişki borsaların ve diğer piyasaların (örn.: türev piyasası) yapısı hakkında bilgi vermektedir. Çalışmada Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedenselliği, "Y'nin öngörüsü, X'in geçmiş değerleri kullanıldığında X'in geçmiş değerlerinin kullanılmadığı duruma göre daha başarılı ise X, Y'nin Granger nedenidir" şeklinde tanımlanmıştır. Granger nedensellik testi için kurulan model, yapısal bir ekonometrik model değildir. Bu model ile geleceğin tahmin emekten ziyade nedensellik araştırılmaktadır.

$$R_t = \mu_r + \sum_{i=1}^p \alpha_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i V_{t-i} + u_t \quad (7)$$

$$V_t = \mu_v + \sum_{i=1}^p \alpha_i V_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i R_{t-i} + v_t \quad (8)$$

Burada boş hipotez “Getiri (ya da hacim), hacmin (ya da getirinin) Granger nedeni değildir” olup $\beta_i = 0$ test edilmektedir. Bunun için F testi kullanılmıştır. Eğer β 0’den farklı ise iki değişken arasında nedensellik ilişkisi vardır. Modelde gecikme uzunlukları için Akaike Bilgi Kriteri (AIC) göz önünde bulundurularak 5’e kadar seçilmiştir. Böylece 1 haftaya kadar nedensellik ilişkisi araştırılmıştır.

Regresyon analizi ve nedensellik ilişkisinin sonuçlarını doğrulamak için karşılıklı ilişkinin varlığının tespiti düşünülmüştür. 1980 yılında Chris A. Sims tarafından ortaya atılan ve takipçileri tarafından geliştirilen Vektör Otoregresif Modelleri (VAR) ile çok yönlü ilişkinin varlığı incelenebilmektedir.

Ancak, bu modeli kurmadan önce serilerin arasında eşbütünlüşme analizi yapılması önemlidir. Çünkü iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişki varsa, bu ilişkide kısa dönemli sapmalar meydana gelebilmektedir. VAR modeli kurulurken de bu sapmaların modele entegre edilmesi, modeli daha doğru kılacaktır. Bu şekilde kurulan model Vektör Hata Düzeltme Modeli (VEC-Vector Error Correction) olarak tanımlanmaktadır.

Eşbütünlüşme Testi

Ekonometrik modellerde durağan olmayan seriler fark alınarak durağanlaştırılırken, bu durum seriler arasındaki ilişkiyi de yok edebilmektedir. Eşbütünlüşük (cointegration) analizi serilerin durağan olmadıkları durumda bile seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin mevcut olabileceğini ve bu ilişkinin durağan bir yapıda olabileceği varsayımına dayanmaktadır (Yardımcıoğlu vd., 2013). Bu kapsamda serilerde olası uzun dönemli ilişkinin varlığının testi için eşbütünlüşme analizi yapılmıştır. Çalışmada Johansen-Juselius (1990) eşbütünlüşme testi uygulanmıştır.

Johansen-Juselius (1990) eşbütünlüşme testi aynı dereceden durağan olan serilerin denklem sistemi, sistemde yer alan her değişkenin düzey ve gecikmeli değerlerinin yer aldığı VAR (Vector Auto Regression) analizine dayanmaktadır (Kara vd., 2014). Analiz aşağıdaki denklem yardımıyla açıklanmaktadır.

$$X_t = \mu + \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (9)$$

ε hata terimi ve μ, Π_1, \dots, Π_k parametreleri kısıtlanmış olup, Vektör Otoregresif (VAR) Modeli yardımıyla tahmin edilecektir.

$$\Delta X_t = \mu + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Seriler durağan olmadığından, durağan hale getirmek amacıyla birinci farkları alındığında aşağıdaki denkleme dönüşmektedir.

$$\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i) \quad i=1, \dots, k-1 \text{ ve}$$

$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$ olarak ifade edilir.

Bu işlemler ile katsayılar matrisi olan Π 'nin, veri vektöründeki değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler hakkında bilgiye sahip olup olmadığı araştırılmaktadır (Enders, 1995).

Johansen-Juselius (1990), eşbütünleşme vektörlerinin sayısını ve anlamlı olup olmadıklarını belirlemek için İz (Trace) İstatistiği ve En Büyük Özdeğer (Max Eigenvalue) İstatistiği olmak üzere iki tane teste bakmaktadır.

İz İstatistiği, birbirinden ayrı eşbütünleşmiş vektör sayısının r 'ye eşit ya da r 'den küçük olduğu H_0 hipotezini, genel bir alternatife karşı test etmektedir. Hesaplanan İz İstatistiği, tablo değerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir. Hesaplanan En Büyük Özdeğer İstatistiği ile hesaplanan değer tablo değerinden büyükse eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığı şeklindeki hipotez reddedilir. Bu istatistik $r+1$ tane eşbütünleşmiş vektör olduğunu belirten alternatif hipoteze karşılık, eşbütünleşmeyi gerçekleştiren vektörlerin sayısının r olduğunu belirten sıfır hipotezini test etmektedir (Mucuk vd., 2008).

Vektör Otoregresif Model (VAR) Analizi

Ekonomik ilişkilerin karmaşıklığı, birçok iktisadi olayın tek denklemler yerine, eşanlı denklemler yardımıyla incelenmesine yol açmıştır. İktisadi hayatta, makroekonomik değişkenlerin karşılıklı olarak birbirlerinden etkilendikleri gözlemlenmektedir. Bu karmaşık tablonun çözümüne yönelik olarak geliştirilen Vektör Otoregresif Modeller (VAR) ile söz konusu sorun ortadan kaldırılmaktadır (Tarkun vd., 2014).

Çalışmada hem daha önce yapılan tekli regresyon sonuçlarının doğrulanması hem de seriler arasında varsa karşılıklı bir ilişkinin tespiti için Vektör Otoregresif Model (VAR) incelenmiştir.

İki değişkenli VAR denkleminde her değişken, şimdiki ve geçmiş değerinden etkilenmektedir (Kıran, 2010). VAR analizinde kurulan denklem Granger nedensellik testinde kullanılan denklemleri (7 ve 8 nolu denklemler) temel almaktadır.

Granger testi dinamik bir ilişkiden ziyade, nedensellik ilişkisini araştırırken, VAR modeli Varyans Ayırıştırması ve Etki-Tepki Analizi olmak üzere iki çeşit dinamik analiz imkanı sağlar. Bir anlamda Granger nedensellik testleri, diğer iki analiz aracı ile bulunan sonuçları desteklemeye yöneliktir (Kıran, 2010).

Varyans ayırıştırmada, değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendi gecikmesi, yüzde kaçının ise diğer değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. Bu anlamda varyans ayırıştırması, sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi verir. Etki-tepki analizi ise, değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında hem kendisi, hem de diğer değişkenlerin bu değişime

vermiş olduğu tepkiler gözlenmektedir. Bu şekilde değişkenler arasında dinamik ilişkiler gözlenmektedir (Kıran, 2010).

Bir önceki bölümde yapılan eşbütünleşme testinde seriler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilirse (eşbütünleşik ise), iki değişken arasında kısa dönemli saptamaları tespit etmek için hata düzeltme teriminin VAR modeline ilave edilmesi öngörülmüştür. Bu şekilde oluşturulan yeni model Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model) olarak tanımlanmaktadır.

ARAŞTIRMA BULGULARI

Birim Kök Test Sonuçları

Tablo 1’de birim kök test sonuçları özetlenmiş olup, ele alınan tüm serilerin ADF istatistiği MacKinnon kritik değerinin üzerinde çıkmış, yani durağan olduğu kanıtlanmıştır.

Tablo 1: Birim Kök Test Sonuçları

	ADF İstatistiği	Kritik Değer*
R	-26.7313	-3.4337
R ²	-13.4357	-3.4337
V	-22.453	-3.4337

*MacKinnon kritik değerleri

Regresyon Analizi Sonuçları

Değişkenlere ilişkin durağanlık varsayımı sağlandıktan sonra, işlem hacmi ve getiri arasındaki ilişkiyi belirleyebilmek için yapılan regresyon analizlerin sonuçları aşağıda gösterilmiştir. Tablo 2’de Denklem 4 olarak adlandırılan regresyon modelin %95 güven aralığında sonuçları özetlenmektedir. Modelin p değeri 0,05’ten düşük çıkmış, model anlamlı olmuştur. Değişkenlere tek tek bakıldığında ise sabit terimin anlamsız iken, t günündeki işlem hacmi değişimi ve bir önceki günün işlem hacmi değişiminin anlamlı olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, bir önceki gündeki işlem hacmi değişiminin t günündeki pay senedi getirisi ile ilişkisinin, t günündeki işlem hacmi değişimi-getiri ilişkisinden daha yüksek olması dikkat çekmiştir. Bu durum gecikmeli bir nedensellik ilişkisine işaret etmektedir.

Tablo 2: Pay Senedi Getirisi - İşlem Hacmi İlişkisi

R _t	Katsayı	Standart Sapma	P Değerleri (P>t)
α_0	0.0004	0.000360	0.324
$\alpha_1 (V_t)$	0.0422	0.001228	0.000
$\alpha_2 (V_{t-1})$	0.1072	0.001569	0.000
$\alpha_3 (R_{t-1})$	-0.0175	0.017895	0.300
Denklem (4): $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_2 V_{t-1} + \alpha_3 R_{t-1} + u_t$			
Gözlem sayısı		3,700	
P değeri (P> F)		0.0000	
R ²		0.1762	

Tablo 3'te hacmin bağımlı değişken olduğu denklem 5'teki regresyon analizi sonuçları özetlenmiştir. Tablo 2 ile benzer sonuçlar elde edilmiştir. Model anlamlı çıkmış, sabit terim dışında diğer değişkenlerin p değerleri 0.05'ten düşük, anlamlı çıkmıştır. Bu kapsamda işlem hacmi ve getiri değişimleri arasında eş anlamlı bir ilişki olduğu söylenebilmektedir. Çünkü iki denklemde de değişkenler birbirini etkilemektedir. Tablo 3'teki denklemin R^2 'i daha yüksektir. İki denklemde dikkat çeken nokta bağımlı değişkenin hacim olduğu regresyon analizinde (4 nolu denklem) getirinin katsayısı daha yüksektir. Bu durum beklenildiği üzere, işlem hacmi değişiminin, fiyat değişimine daha duyarlı olduğunun bir göstergesidir. Dikkat çeken bir diğer nokta ise β_3 bir önceki günlük işlem hacmi değişiminin katsayısı, anlamlı çıkmıştır. Bir diğer deyişle, fiyat değişimlerinin aksine işlem hacminde gecikme etkisi vardır, işlem hacmi değişimleri bir önceki günlük işlem hacmi değişimlerden etkilenmektedir.

Tablo 3: İşlem Hacmi - Pay Senedi Getirisi İlişkisi

V_t	Katsayı	Standart Sapma	P Değerleri (P>t)
β_0	0.0017	0.0037	0.7245
$\beta_1 (R_t)$	3.4895	0.1758	0.0000
$\beta_2 (R_{t-1})$	0.8256	0.1907	0.0000
$\beta_3 (V_{t-1})$	-0.2732	0.0172	0.0000
Denklemler (5): $V_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 R_{t-1} + \beta_3 V_{t-1} + v_t$			
Gözlem Sayısı		3,700	
P değeri (P> F)		0.0000	
R^2		0.2310	

Her ne kadar iki regresyon analizi sonuçları anlamlı çıksa da, R^2 değerleri düşük çıkmıştır. 15,5 yıllık bir dönemi kapsayan verilerde yıllık bazdaki ilişkiye ayrı ayrı bakıldığında R^2 değerlerin değiştiği ve istikrarlı olmadığı gözlenmiştir. Hacmin bağımlı değişken olduğu 5 nolu denklem istatistiksel olarak daha anlamlı çıktığı için, bu denklem kullanılmıştır. Yıllara ait β_1 ve R^2 değerleri Tablo 4'te özetlenmiştir.

Tablo 4: Yıllar İtibariyle İşlem Hacmi-Getiri İlişkisi

	β_1	R^2
2000	2.3457	0.2931
2001	3.5532	0.3114
2002	5.6836	0.3206
2003	4.3987	0.2585
2004	6.2458	0.3467
2005	4.0518	0.2363
2006	3.9653	0.2552
2007	4.4756	0.2650
2008	2.8862	0.3942
2009	3.3041	0.2583
2010	1.0481	0.1795
2011	0.9123	0.1945
2012	0.9045	0.1632
2013	0.8215	0.1134
2014/06	0.8987	0.1224

Denklemler: $V_t = \beta_0 + \beta_1 R_t + \beta_2 R_{t-1} + \beta_3 V_{t-1} + v_t$

Tüm yıllarda β_1 , %95 güven aralığında anlamlı çıkmıştır. Söz konusu değerler yıllar itibariyle farklılık gösterse de son yıllarda hem β_1 ve hem de R^2 düşüş göstermiştir. Bu durum, getiri-hacim ilişkisinin son yıllarda azaldığına işaret etmektedir.

İşlem hacmi-getiri değişimi ilişkisini yerli ve yabancı yatırımcılar için ayrı ayrı değerlendirmek için yapılan regresyon analizi sonuçları Tablo 5’te özetlenmiştir. Daha önce değinildiği gibi bu analizde aylık veriler kullanılmıştır. Buna göre, yerli yatırımcılardaki modelin R^2 değeri daha yüksek çıkmıştır. Aynı zamanda β_1 değeri yerli yatırımcılarda daha yüksektir (2,4782) Bir diğer ifadeyle, fiyat hareketleri yerli yatırımcılardaki işlem hacmini yabancı yatırımcılara göre daha çok artırmaktadır.

Tablo 5: Yerli ve Yabancı Yatırımcı İşlem Hami-Getiri İlişkisi

V_t	Yabancı		Yerli	
	Katsayı	P Değerleri (P>t)	Katsayı	P Değerleri (P>t)
β_0	-0.0212	0.2757	-0.0342	0.0892
$\beta_1 (R_t)$	1.1275	0.0000	2.4782	0.0000
$\beta_2 (R_{t-1})$	0.9658	0.0000	0.9372	0.0000
$\beta_3 (V_{t-1})$	-0.3789	0.0000	-0.3456	0.0000
D				
Gözlem Sayısı: 240				
P değeri (P> F)				
		0.000	0.000	
		R^2 0.2452	0.3375	

Piyasada genellikle, özellikle boğa piyasasında işlem hacmi arttığı ortamda fiyat hareketlerinin de arttığı yönünde bir inanış vardır. Bu bir anlamda işlem hacmi ve getiri arasında daha yüksek dereceli moment ilişki olduğunu söylemektedir (Medieros ve Doornik, 2008). Bunu gözlemlemek için kurulan 6 nolu denklemde işlem hacmi ve getiri değerlerinin karesi arasındaki ilişki incelenmiştir. Denklemde kukla değişkenler getiri negatif ise (fiyat düşmüşse) 1, diğer şekilde 0 değerini almaktadır.

Tablo 6: İşlem Hacmi- Getiri Oynaklığı İlişkisi

V_t	Katsayı	Standart Sapma	P Değerleri (P>t)
β_0	-0.0164	0.0047	0.0000
$\beta_1 (V_{t-1})$	-0.3239	0.0161	0.0000
$\beta_2 (V_{t-2})$	-0.2003	0.0161	0.0000
$\theta_1 (R_t^2)$	58.4711	3.8897	0.0000
$\theta_2 (D_t R_t^2)$	-54.9025	5.3022	0.0000
Denklem (6): $V_t = \beta_0 + \beta_1 V_{t-1} + \beta_2 V_{t-2} + \theta_1 R_t^2 + \theta_2 D_t R_t^2 + v_t$			
Gözlem Sayısı			
		3,700	
P değeri (P> F)			
		0.0000	
R^2			
		0.2615	

Tablo 6’da sonuçları özetlenen denklem anlamlı çıkmış olup R^2 diğer iki denkleme (4 ve 5) göre daha yüksektir. Denklemde θ_1 pozitif ve anlamlı, θ_2 negatif ve anlamlı çıkmıştır. Bu durumda, fiyat değişimine bağlı olarak işlem hacmi daha çok düşen piyasalarda artmaktadır. Bir diğer ifadeyle, artan getiri oynaklığına bağlı

olarak artan işlemlerin asimetrik olduğunu ve düşen piyasalarda daha çok arttığı gözlenmiştir. Kötü haber (düşen fiyat) iyi habere (fiyat artışı), göre daha çok işlem hacmi yaratmaktadır.

Nedensellik Analizi Sonuçları

İşlem hacmi fiyat hareketleri arasında nedensellik ilişkisine Granger Nedensellik testi uygulanarak bakılmıştır. Tablo 7'de özetlenen ve %95 anlamlılık düzeyinde incelenen analiz sonuçlarına göre 1 ve 2 gün gecikme düzeylerinde “Getiri değişimleri işlem hacmi değişimlerinin Granger nedeni değildir” boş hipotezinin red edildiği görülmektedir. Bir diğer ifadeyle getiri değişimleri işlem hacmini artırmaktadır. Daha büyük gecikme düzeyinde ise böyle bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Bu durum piyasanın çok hızlı hareket ettiğini ve fiyat değişiminin 3 gün sonra işlem hacmini etkilemediğine işaret etmektedir. Öte yandan, hacim değişimleri fiyat hareketlerine neden olmadığı görülmektedir. Yine de, 1 gecikme düzeyinde ilgili hipotezin p değeri düşük çıkmış (0,057) olup, zayıf da olsa 1 gün gecikme düzeyinde hacim artışlarının fiyatı etkilediği söylenebilir.

Tablo 7: Hacim-Getiri Granger Nedenselliği

Gecikme Uzunluğu	Getiri Hacmin Granger nedeni değildir		Hacim Getirinin Granger nedeni değildir	
	F İstatistiği	P Değeri	F İstatistiği	P Değeri
1	13.755	0.000	4.892	0.057
2	20.879	0.000	1.987	0.179
3	5.986	0.936	1.445	0.241
4	2.448	0.684	0.031	0.860
5	0.895	0.438	0.844	0.258

Gözlem Sayısı: 3,700

Getiri oynaklığı ve işlem hacmi değişimleri arasındaki nedensellik ilişkiye bakıldığında çift yönlü bir ilişkiden bahsetmek mümkündür (Tablo 8). Söz konusu nedensellik ilişkisi getiri oynaklığından hacme doğru daha çoktur. Çift yönlü ilişki yeni bilginin piyasaya aynı anda aktığının bir göstergesi olup (Medieros ve Doornik; 2008) bu durum Borsa İstanbul'da sıralı bilgi akışı hipotezinin geçerli olmadığına işaret etmektedir.

Tablo 8: Hacim-Getiri Oynaklığı Granger Nedenselliği

Gecikme Uzunluğu	Getiri Oynaklığı (R ²) Hacmin Granger nedeni değildir		Hacim Getiri Oynaklığının (R ²) Granger nedeni değildir	
	F İstatistiği	P Değeri	F İstatistiği	P Değeri
1	8.475	0.004	4.958	0.003
2	17.567	0.000	7.865	0.016
3	3.342	0.042	0.039	0.923
4	2.083	0.149	0.437	0.509
5	4.575	0.302	1.697	0.193

Gözlem Sayısı: 3,700

Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Johansen-Juselius (1990) analizine başlamadan önce uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesi önemlidir. Çalışmada gecikme değerlerinin

belirlenmesinde VAR Gecikme Uzunluğu Kriteri testi kullanılmıştır. Bu teste LR: sequential modified LR test statistic, FPE: Final prediction error, AIC: Akaike bilgi kriteri, SC: Schwarz bilgi kriteri, HQ: Hannan-Quinn bilgi kriteri adı verilen 5 kritere göre gecikme uzunlukları belirlenmektedir.

Tablo 9: VAR Gecikme Uzunluğu Kriteri

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8.09e-05	-3.746.176	-3.727.913	-3.738.978
1	3.15.962	7.14e-08	-1.77977	-1.72498	-1.75817
2	0.553423	7.26e-08	-1.076323	-1.067.92	-1.072.24
3	5.710395	7.29e-08	-1.075835	-1.063.50	-1.070796
4	5.961825	7.32e-08	-1.075.409	-1.05872	-1.06893
5	10.62464*	7.27e-08*	-10.076051*	-10.055962*	-10.068133
6	3.515056	7.35e-08	-1.075078	-1.051335	-1.06572
7	7.141003	7.36e-08	-1.074942	-1.047547	-1.064144
8	2.860814	7.44e-08	-1.073.825	-1.142.777	-1.061.588

5 kritere göre de optimal gecikme uzunluğu 5 olarak belirlenmiştir. Eşbütünlük testine bakıldığında da sabit terimin olduğu model kullanılması uygun bulunmuştur. Bu kapsamda yapılan Johansen-Juselius (1990) eşbütünlük test sonuçları Tablo 10'da özetlenmiştir.

Tablo 10: Johansen Eşbütünlük Testi Sonuçları

Özdeğer (Eigen) Değeri	İz (Trace) İstatistiği	%5 Kritik Değer*	%1 Kritik Değer*
0.210001	66,75328	19,96	24,6
0.02617	6,89851	9,24	12,97
Maksimum Özdeğer			
Özdeğer (Eigen) Değeri	İstatistiği	%5 Kritik Değer	%1 Kritik Değer
0.210001	59,87387	15,67	20,2
0.02617	6,878509	9,24	12,97

MacKinnon- Haug-Michelis (1990) kritik değerleri

Buna göre gerek İz gerekse Maksimum Özdeğer İstatistiği hem %5 hem de %1 anlamlılık düzeyinde iki seri arasında bir eşbütünlük denklem olduğunu göstermektedir. Bir diğer ifadeyle işlem hacmi ve getiri arasında uzun dönemli bir ilişki vardır.

Vektör Otoregresif Model (VAR) Analizi Sonuçları

İşlem hacmi ve getiri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edildiği için, VAR modeli kurulmadan önce kısa dönemli ilişkilerin de yer aldığı hata düzeltme modeli kullanılması uygun bulunmuştur. Böylece iki değişken arasında kısa dönemde olabilecek sapmalar da göz önünde bulundurulacaktır.

Tablo 11: Hata Düzeltme

Bağımlı Değişken: V_t				
Değişken	Katsayı	Std. Sapma	t-İstatistiği	Olasılık
R_t	0.855379	0.029312	29.18195	0.0000
u_{t-1}	0.029619	0.009204	3.218208	0.0014
C	-0.000348	0.000605	-0.574826	0.0357

Bunun için seriler durağan hale getirildikten sonra kurulan regresyon modelindeki hata terimleri kullanılmıştır. Hata terimleri aynı düzey seviyede durağan çıkmıştır. Yeni oluşturulan regresyon modelinde hata terimlerinin geçmiş değeri eklenmiştir. Tablo 19'da görüldüğü üzere, değişkenler anlamlı ve hata terimlerinin (u_{t-1}) katsayısı 0,03 (-1 ile 0 arasında) olup, hata düzeltme mekanizmasının çalıştığı görülmektedir. Bu durumu şu şekilde açıklamak mümkündür. Bir önceki gün işlem hacmindeki 1 birimlik sapmanın %3'ünün (0,029; hata teriminin katsayısı) bir sonraki dönem düzeltildiğine işaret etmektedir. Yani kısa dönemli sapmalar bu şekilde kapanmaktadır.

Tablo 12: Vector Hata Düzeltme Modeli (VAR ECM)

	R_t	V_t
Hata Düzeltme	-0.0025897 (0.01758)	0.0379845 (0.01867)
C	0.098472 (-1.89003)	-0.2496697**(-0.38975)
R_{t-1}	-0.036121 (-1.31568)	2.555689(6.19235)
R_{t-2}	0.000617 (0.21970)	-0.365899(-0.78954)
R_{t-3}	0.0007392 (0.26974)	0.46971(1.13051)
R_{t-4}	0.002582 (0.93873)	0.103967(0.25449)
R_{t-5}	0.0007392 (0.26974)	0.40397(1.12365)
V_{t-1}	0.0047999***(2.66432)	-0.3098757**(-14.575)
V_{t-2}	0.0001342(0.519444)	-0.39848**(-10.67779)
V_{t-3}	0.00005(0.34016)	-0.195326**(-6.81032)
V_{t-4}	-0.045698(0.13598)	-0.182946**(-6.799553)
V_{t-5}	-0.05678(0.124987)	-0.22296(-4.80062)
R^2	0.007325	0.174698

Parantez içindeki rakamlar t istatistiğini göstermektedir.

* ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

Söz konusu hata düzeltme mekanizmasıyla birlikte VAR modeli uygulamak mümkündür. Bu şekilde değiştirilen VAR modeline literatürde yer alan Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model- VEC) olarak tanımlamak mümkündür.

VAR (ya da VEC) modelinin kurulmadan önce uygun gecikme uzunluğunun tespiti önemlidir. Tablo 9'da da sunulan, eşbütünleşme testi için kullanılan VAR Gecikme Uzunluğu Kriteri 5 olarak tespit edilmişti. Bu şekilde kullanılan VAR Modeli sonuçları hata düzeltmeleri ile birlikte Tablo 12'de sunulmuştur.

Kurulan modelde hata düzeltme mekanizması, işlem hacmi getiri ve getiri arasındaki uzun dönemli ilişkide meydana gelen kısa dönemli sapmaların %0.2'sinin (R_t 'nin katsayısı- 0.0025987) getiri tarafından, %4'ünün (V_t 'nin katsayısı- 0.0379845) de işlem hacmi tarafından düzeltildiğini göstermektedir.

Tablo 13: Varyans Ayrıştırması

Rt'nin Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Standart Hata	Rt	Vt
1	2.00575	100	0
2	2.00451	99.54340	0.45660
3	2.00687	99.51980	0.48020
4	2.01723	99.50410	0.49590
5	2.02960	99.50390	0.49610
6	2.06614	99.50366	0.49634
7	2.06615	99.50221	0.49779
8	2.06639	99.49860	0.50140
9	2.06641	99.49717	0.50283
10	2.06650	99.49700	0.50300

Vt'nin Varyans Ayrıştırması			
Dönem	Standart Hata	Rt	Vt
1	29.0862	11.8143	88.1857
2	31.0722	10.5000	89.5000
3	31.1099	11.9706	88.0294
4	31.2758	11.9811	88.0189
5	31.4736	12.0008	87.9992
6	32.0582	11.9919	88.0081
7	32.0584	11.9865	88.0135
8	32.0622	11.9610	88.0390
9	32.0625	11.9607	88.0393
10	32.0640	11.9612	88.0388

Bu şekilde kurulan model sonuçlarına bakıldığında, hacim değişimini açıklayan modelin fiyat değişimini açıklayan modelden daha anlamlı çıktığı gözlemlenmiştir. Fiyat değişimine ilişkin modelin R^2 'si nispeten daha küçük olup, açıklayıcılığı düşüktür. Regresyon sonuçlarını da doğrulayıcı şekilde fiyatlardaki değişim hacimlerdeki değişimi daha çok etkilemektedir. İncelenen dönemde Borsa İstanbul'da fiyatlardaki %1'lik bir artış, ertesi günkü işlem hacminde %2.56'lık bir yükselişe neden olmaktadır. İşlem hacminde %1'lik bir artış ise, fiyatlarda %0.04'lük artışa neden olmaktadır.

Ayrıca, işlem hacmi, geçmiş dört günlük işlem hacmi hareketlerinden ters yönde ve anlamlı olarak etkilenmektedir, bir diğer ifadeyle dört günde işlem hacmi artarsa, dört günün sonunda işlemler ters yönde hareket ederek düşecektir.

Kurulan modelde değişkenlere ait Varyans ayrıştırması de Tablo 13'de sunulmuştur. Fiyat Değişimine ait varyans ayrıştırması tahminleri ise fiyatın gelecek 10 periyod boyunca fiyat hareketlerinden etkilendiğini göstermektedir. Öte yandan fiyat değişimi işlem hacmi değişimleri üzerindeki katkı payı %12 civarındayken, işlem hacmi değişimlerinin fiyat değişimlerinde katkı payı %1'in altındadır. Bir diğer ifadeyle fiyat değişimleri işlem hacimlerindeki değişimlerde etkili olmaktadır.

SONUÇ

Bu çalışmada Borsa İstanbul'da pay senedi fiyatları ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin varlığı ve yönü belirlenmeye çalışılmıştır. Bunun için 2000 Ocak - 2014 Haziran dönemi arasında günlük işlem hacimleri ile fiyat göstergesi olarak da BIST-100 endeksi kapamış değerleri ele alınmıştır. Bulgular 2000/01-2014/06 dönemi arasında pay senedi getirileri ve işlem hacmi değişimleri arasında %5 anlamlılık seviyesinde eşanlı bir ilişki olduğunu göstermiştir. Aynı ayrı yapılan regresyon modellerinde, işlem hacmi değişiminin, fiyat değişimine daha duyarlı olduğu gözlenmiştir. Ayrıca, fiyat değişimlerinin aksine işlem hacminde gecikme etkisi vardır, işlem hacmi değişimleri bir önceki günlük işlem hacmi değişimlerden etkilediği saptanmıştır.

Serilere yıllar itibariyle bakıldığında fiyat-hacim arasındaki eşanlı ilişkinin zamanla değiştiğini bir diğer ifadeyle istikrarlı olmadığı görülmüştür. Bununla birlikte ilişkinin son yıllarda zayıfladığını söylemek mümkündür.

Aynı analiz yerli ve yabancı yatırımcılar için ayrı ayrı yapıldığında, fiyat hareketlerinin yerli yatırımcılardaki işlem hacmini daha çok artırdığına işaret etmektedir. Bu durum yerli yatırımcıların daha çok al-sat işlemi yaptığına ve yatırım kararlarında kısa vadeli hareket ettiğine işaret etmektedir. Nitekim, Borsa İstanbul'da halka açık pay senetlerinin üçte birini elinde bulunduran yerli yatırımcılar işlemlerin dörtte üçünden fazlasını gerçekleştirmektedir.

Son olarak, regresyon analizinde işlem hacmi ve getiri arasında asimetric bir ilişkinin olup olmadığı da araştırılmış, fiyat değişimine bağlı olarak işlem hacminin daha çok yükselen piyasalarda arttığı saptanmıştır. Kötü haber (düşen fiyat) iyi habere (fiyat artışı), göre daha çok işlem hacmi yaratmaktadır.

Çalışmada ayrıca getiri-hacim arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığı da araştırılmıştır. Granger nedensellik testine göre hacimde meydana gelen değişikliklerin 1 ve 2 gün gecikme düzeyinde fiyatta meydana gelen değişimlerden kaynaklandığı sonucu ortaya çıkmıştır. Daha büyük gecikme düzeyinde ise böyle bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Bu durum piyasanın çok hızlı hareket ettiğini ve fiyat değişiminin 3 gün sonra işlem hacmini etkilemediğine işaret etmektedir. Öte yandan, hacim değişimleri fiyat hareketlerine neden olmadığı görülmektedir.

Bununla birlikte, getiri oynaklığı ve hacim arasında ise çift yönlü bir ilişki bulunmuştur. Bu durum Borsa İstanbul'da yeni bilginin piyasaya aynı anda aktığının bir göstergesidir (Medieros ve Doornik, 2008). Diğer bir ifadeyle, Borsa İstanbul'da sıralı bilgi akışı hipotezinin geçerli olmadığına işaret etmektedir.

Regresyon analiz sonuçlarının doğrulanması ve varsa iki değişken arasında çok yönlü ilişkinin varlığını incelemek için VAR modeli kurulması öngörülmüştür. Öte yandan VAR modele kurmadan önce serilerin arasında eşbütünlük analizi yapılması önemli görülmüş, iki değişken arasında yapılan Johansen-Juselius (1990)

eşbütünlük analizi fiyat ve işlem hacmi değişimi arasında uzun dönemli bir ilişki saptanmıştır. Söz konusu ilişkideki kısa dönem sapmalarını göz önünde bulundurularak kurulan modifiye edilmiş VAR modelinde (Vector Hata Düzeltme Modeli) fiyatlardaki değişimin hacimlerdeki değişimde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. İncelenen dönemde Borsa İstanbul'da fiyatlarda bir gün önceden meydana gelen %1'lik bir artışın, işlem hacminde %2.56'lık bir artışa neden olduğu gözlemlenmiştir.

KAYNAKÇA

Ahmed, H. J. A., Hassan, A. ve Nasir, A. M. D. (2005). The relationship between trading volume, volatility and stock market returns: A test of mixed distribution hypothesis for a pre and post crisis on Kuala Lumpur stock exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 3: 146-158.

Badhani, K. N. (2005). *Stock price-volume causality at index level*. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=874914, (02.09.2014).

Acar Boyacıoğlu, M., Güvenek, B. ve Alptekin, V. (2010). Getiri volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişki. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (48): 200-217.

Chuang, W., Liu, H. H. ve Susmel, R. (2012). The bivariate GARCH approach to investigating the relation between stock returns, trading volume, and return volatility. *Global Finance Journal*, 23 (1): 1-15.

Chen, G-m., Firth, M. ve Rui, O. M. (2001). The dynamic relation between stock returns, trading volume and volatility. *Financial Review*, 36 (3): 153-174.

Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, 41 (1): 135-155.

Clark, J. ve Berko, E. (1997). *Foreign investment fluctuations and emerging market stock returns: The case of Mexico*. Federal Reserve Bank of New York Staff Reports. New York: Federal Reserve Bank of New York Publishing No: 24.

Copeland, T. E. (1976). A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. *The Journal of Finance*, 31 (4): 1149-1168.

Çukur, S., Gümrah, Ü. ve Üstün Gümrah, M. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında hisse senedi getirileri ve işlem hacmi ilişkisi. *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 5 (1): 20-35.

Darrat, A. F., Rahman, S. ve Zhong, M. (2003). Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. *Journal of Banking & Finance*, 27 (10): 2035-2043.

Deo, M., Srinivasan, K. ve Devanadhen, K. (2008). The empirical relationship between stock returns, trading volume and volatility: Evidence from select Asia-Pacific stock market. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 12: 58-68.

Darwish, M. (2012). Testing the contemporaneous and causal relationship between trading volume and return in the palestine exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 4 (4): 182-192.

Epps, T. W. (1975). Security price changes and transaction volumes: Theory and evidence. *American Economic Review*, 65 (4): 586-597.

Harris, L. (1986). A transaction data study of weekly and intraday patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 16 (1): 99-117.

He, L., Yang, S., Xie, W. ve Han, Z. (2014). Contemporaneous and asymmetric properties in the price-volume relationships in China's agricultural futures market. *Emerging Markets Finance & Trade*, 50 (1): 148-166.

Jennings, R. H., Starks, L. T. ve Fellingham, J. C. (1981). An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival. *Journal of Finance*, 36 (1): 143-161.

Kara, O. ve Kurutkan, M. N. (2014). İş gücü verimliliği ile imalat sektörü büyüme hızı arasındaki ilişki. *Route Educational and Social Science Journal*, 1 (2): 11-25.

Gökçe, A. (2002). İMKB'de fiyat-hacim ilişkisi: Granger nedensellik testi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4 (3): 43-48.

Griffin, J. M., Nardari, F. ve Stulz, R. M. (2007). Do investors trade more when stocks have performed well? Evidence from 46 countries. *Review of Financial Studies*, 20 (3): 905-951.

Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52 (2): 169-210.

Lamoureux, C. G. ve Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: volume versus GARCH effects. *Journal of Finance*, 45 (1): 221-229.

Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22 (1): 109-126.

Kıran, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında işlem hacmi ve getiri volatilitesi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11 (1): 98-108.

Medeiros, O. R. ve Doornik, B. F. N. (2008). The empirical relationship between stock returns, return volatility and trading volume in the Brazilian stock market. *Brazilian Business Review*, 5 (1): 01-17.

Mucuk, M. ve Alptekin, V. (2008). Türkiye'de vergi ve ekonomik büyüme ilişkisi: VAR analizi (1975-2006). *Maliye Dergisi*, (155): 159-174.

Okuyan, H. A. ve Erbaykal, E. (2011). İMKB'de yabancı işlemleri ve pay senedi getirileri ilişkisi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 12 (2): 256-264.

Saadaoui, F. (2014). The price and trading volume dynamics relationship in the EEX power market: A wavelet modeling. *Computational Economics*, 42 (1): 47-69.

Saatcioglu, K. ve Starks, L. T. (1998). The stock price-volume relationship in emerging stock markets: The case of Latin America. *International Journal of Forecasting*, 14 (2): 215-225.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1): 1-48.

Tabak, B. M. (2013). The random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: The Brazilian stock market case. *Applied Financial Economics*, 13 (5): 369-378.

Tarkun, S., Ergür, H. O. ve Aydın, A. F. (2014). İşlem bazlı manipülasyon şirketlerinin vektör otoregresif analizi ile incelenmesi. *Akademik Yaklaşımlar Dergisi*, 5 (1): 37-57.

Warther, V. A. (1995). Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, 39 (2-3): 209-235.

Yardımcıoğlu, F. ve Gülmez, A. (2013). Türk cumhuriyetlerinde ihracat ve ekonomik büyüme ilişkisi: Panel eşbütünleşme ve panel nedensellik analizi. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetim Dergisi*, 8 (1): 145-161.