

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi İle Getiri İlişkisi

Halime TEMEL NALIN*
Sevinç GÜLER**

ÖZET

Bu çalışmanın amacı, İMKB 100 Endeksinde işlem hacmi ile getiri arasında dinamik ilişkiyi ortaya koymaktır. Bu amaçla 26.10.1987 – 12.02.2013 dönem aralığında İMKB 100 Endeksinin günlük getirisi ile günlük işlem hacmi verileri analiz edilmiştir. Çalışmada, işlem hacmi ile getiri arasında uzun dönemli bir ilişki ortaya çıkmış ve işlem hacmi ile getiri arasında tek yönlü bir nedensellik elde edilmiştir. Seriler arasındaki ilişkiyi daha detaylı açıklamak adına etki tepki analizi ve varyans ayrıştırma tekniklerinin de kullanıldığı çalışmada, endeks fiyatlarındaki değişimin işlem hacmi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

***Anahtar Kelimeler:** Getiri, İşlem Hacmi, Johansen Eşbütünleşme Analizi, VAR Analizi.*

***JEL Sınıflandırması:** G10, C22.*

The Relationship Between Trading Volume and Stock Return in Istanbul Stock Exchange

ABSTRACT

The aim of this study is to present a dynamic relationship between transaction volume and return. For that purpose, In the period of 26.10.1987 and 12.02.2013, the daily return and transaction volume data of ISE 100 index are analyzed. In this study, it is ensued that there is a long-term relationship between transaction volume and return and also obtained a one-way causality between transaction volume and return. In order to explain the relationship between series in more detailed way, impulse response analysis and variance decomposition techniques are also used in this study. Hence it is found that the changes of index prices are effective on transaction volume.

***Keywords:** Stock Return, Trading Volume, Johansen's Cointegration Analyze, VAR Analyze.*

***Jel Classification:** G10, C22.*

* Yrd.Doç.Dr. Halime Temel Nalın, Bülent Ecevit Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, halimetemel@gmail.com

** Yrd.Doç.Dr.Sevinç Güler, Dokuz Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, sevinc.guler@deu.edu.tr

1. GİRİŞ

Hisse senetleri getirileri ve işlem hacmi arasındaki ilişki finans literatüründe çok fazla araştırılan konularından biridir. İşlem hacmi ile hisse senedi fiyatları, hisse senedi piyasalarının başarı durumunu gösteren iki önemli finansal göstergedir. İşlem hacmi, yeni bilgilerin piyasaya girmesiyle finansal varlıkların fiyatlarını etkilemekte ve bununla birlikte yatırımcıların beklentilerindeki değişiklikleri de yansıtmaktadır. Yapılan birçok çalışmada hisse senedi piyasası yüksek hacminin, volatilité getirileri ile ilişkili olduğu tespit edilmiştir.

Hisse senedi fiyat ve işlem hacmi ilişkisini önemli kılan bazı nedenler vardır. İlki; fiyat-işlem hacmi ilişkisi, finansal piyasaların yapısını göstermektedir. İkincisi, işlem hacmi ve fiyat verilerini kullanan çalışmalar açısından önemlidir. Bir diğeri, spekülâtif fiyat değişimlerinin ampirik dağılımı üzerinde tartışılmasına olanak tanımakta ve futures piyasa araştırmaları için de önemli çıkarımlar sağlamaktadır (Karpoff, 1987:109-110).

Fiyat hacim ilişkisini konu alan ilk çalışmalardan biri olan makalede; Granger and Morgenstern, (1963) 1915-1961 yılları arasında ABD’de farklı dönemlerde farklı endeks getirileri ile işlem hacmi arasındaki ilişki bulamamışlardır. Epps and Epps (1976), hisse senedi fiyat değişimleri ve işlem hacmi arasında ilişkiyi incelemişler ve işlem hacminden mutlak hisse senedi getirilerine doğru pozitif bir nedensellik bulmuşlardır. Rogalski (1978) aylık fiyat değişimleri ve hacim arasında pozitif ilişki bulmuştur. Daha sonra hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerin piyasaları için fiyat- hacim ilişkisinin bu ilişkinin varlığı ve yönünü belirlemeye yönelik birçok çalışma yapılmıştır.

Bu çalışmada, hisse senedi piyasalarındaki fiyat değişiklikleri ile işlem hacmi arasındaki ilişkiye ait genel bir literatür çalışması verilerek fiyat-hacim arasında nasıl bir ilişki olduğu açıklanacaktır. Çalışmanın uygulama bölümünde verilere ve kullanılan ekonometrik modele yer verilerek sonuçlar yorumlanmıştır.

2.LİTERATÜR TARAMASI

Tauchen ve Pitts (1983), fiyatlardaki değişimi ve işlem hacminin birlikte dağılımını, iki değişkenli dağılımların karışımı olarak modellemişlerdir. Çalışmalarında, Amerika’da günlük verileri kullanarak fiyat değişimleri ve hacim arasında pozitif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Başçı vd. (1996), İMKB’de işlem gören 29 şirketin hisse senetlerinin haftalık verileri kullanarak 8 Ocak.1988- 29 Mart.1991 tarihlerinde hisse senedi fiyat ve işlem hacmi arasında eş- bütünleşik ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Saatçioğlu ve Starks (1998), Latin Amerika ülkelerinin (Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika ve Venezuela) hisse senedi piyasalarında, hisse senedi fiyat-hacim ilişkisini incelemişlerdir. Ocak.1986-Nisan.1985 tarihleri arasında aylık getiriler kullanarak hacmin fiyat değişimlerini güçlü ve pozitif şekilde etkilediği ortaya çıkmıştır. Aynı zamanda,

Latin Amerika piyasalarında işlem hacminin hisse senetleri getirilerini etkilediğini, fakat hisse senedi getirilerinin hacmi etkilemediğini tespit etmişlerdir.

Chordia ve Swanminathan (2000), ABD’de 1963-1996 yılları arasında günlük ve haftalık verileri kullanarak yüksek hacimli portföylerin, düşük hacimli portföylerin getirilerini etkilediğini bulmuşlardır. Bu durumun sebebini de düşük hacimli portföye sahip yatırımcıların piyasaya yeni giren bilgiye daha yavaş tepki vermelerinden kaynaklandığını belirtmişlerdir.

Ratner and Leal (2001), Latin Amerika ve Asya ülkelerinin borsalarında Hindistan dışında hisse senedi getiri ve hacmi arasında pozitif ve eş zamanlı ilişki ve aynı zamanda da getiri ve hacim arasında iki yönlü nedensellik bulmuşlardır.

Chen vd. (2001), 9 önemli hisse senedi piyasasında (ABD, Japonya, İngiltere, Fransa, Kanada İtalya, İsviçre Hollanda ve Hong Kong) hisse senedi getirileri ile işlem hacmi arasındaki dinamik ilişkiyi günlük verileri kullanarak, 1973-2000 yılları arasında EGARCH yöntemini kullanarak incelemişlerdir. Çalışmalarında hisse senedi ve getirileri ve işlem hacmi arasında önemli ve pozitif bir ilişki bulmuşlardır. Ayrıca, fiyat değişimlerinin hacim değişimlerinin nedeni olduğunu tespit etmişlerdir.

Lee ve Rui (2002), ABD, Japonya ve İngiltere hisse senedi piyasalarında, 2 Ocak.1973-1 Aralık.1999 tarihleri arasında işlem hacmi, getiri ve volatilité arasındaki dinamik ve nedensellik ilişkisini analiz etmişlerdir. Bulgularında; işlem hacmiyle getiri arasında her üç ülkenin piyasası için bir nedensellik ilişkisi olmadığını fakat üç ülkenin hisse senedi piyasalarında getiri volatiliteleri ve işlem hacmi arasında pozitif geri besleme ilişkisinin var olduğunu belirtmişlerdir.

Gündüz and Hatemi-J (2005), gelişmekte olan ülke piyasalarını (Çek Cumhuriyeti, Macaristan, Polonya, Rusya ve Türkiye) Toda-Yamamoto Granger nedensellik yöntemini kullanarak haftalık fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanmışlardır. Zaman aralığı her ülke piyasası için farklı seçilmiştir. Çek Cumhuriyeti’nde hisse senedi fiyat ve hacim arasında hiçbir nedensellik bulunmazken, Macaristan ve Polonya’da çift yönlü nedensellik bulunmuştur. Rusya ve Türkiye’de ise fiyattan işlem hacmine doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Sabri (2008), Arap hisse senedi piyasalarında fiyat ve hacim hareketlerini incelemişlerdir. Çalışmada, 15 Arap ülkelerinin 8’sinin (Mısır, Amman, Kasablanka, Beyrut, Suudi Arabistan, Kuveyt, Bahreyn ve Umman) hisse senedi piyasalarında 1994-2006 yılları arasında aylık veriler kullanılarak hisse senedi fiyat volatilité değişimlerinin üzerinde işlem hacminin etkisi araştırılmıştır. Arap hisse senedi piyasalarında hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasında yüksek korelasyon bulunmuştur. Özellikle hisse senedi fiyat hareketleri ve hacim arasındaki ilişki, petrol üreten Arap ülkelerinde petrol üretmeyen Arap ülkelerine göre daha yüksek olarak tespit edilmiştir.

Brailsford (2009), fiyat değişimi ve işlem hacmi seviyesi arasındaki ilişkiyi 24 Nisan.1989-31 Aralık.1993 tarihleri arasında günlük verileri GARCH yöntemi ile Avustralya hisse senedi piyasasında incelemiş ve fiyat-hacim arasında asimetrik ilişkiyi destekleyici bulgulara ulaşmıştır. GARCH analizinde koşullu varyansa göre işlem hacmi, dışsal değişken olarak alındığında varyansın düşüş gösterdiğini tespit etmişlerdir. Çalışmada, negatif getiriler için hesaplanan hacim-fiyat değişim eğimlerinin, pozitif getirilere göre daha küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç asimetrik ilişkiyi gösterirken bu durum; pozitif fiyat hareketlerine göre negatif fiyat değişimlerinin işlem hacmine daha duyarlı olduğu şeklinde açıklanabilir.

Tripathy (2011), Hisse senedi getirileri ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi çift yönlü regresyon, VECM, VAR, IRF ve Johansen eşbütünleşme testleri ile Hindistan hisse senedi piyasasında analiz etmiştir. Çalışmasında, işlem hacminin, getiri volatilitesindeki artışla ilişkili olduğunu ve bu ilişkinin asimetrik olduğunu vurgulamıştır. Bu ilişki, piyasaya günlük olarak giren yeni bilginin, fiyat volatilitesi üzerinde önemli bir etkisi olduğunu vurgulamaktadır. Bir başka açıklaması ise; yatırımcıların aşağı yönlü riskten daha fazla kaçındıklarıdır. Bu yüzden de yatırımcılar kötü habere daha çabuk tepki verirler. Aynı zamanda Tripathy (2011), hisse senedi getiri ve işlem hacmi arasında uzun dönemli bir nedensellik ilişkisini tespit etmiştir.

Choi vd. (2012), hisse senedi getirilerinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Ocak.2000-Aralık.2010 tarihleri arasında günlük verileri ve GJR GARCH ve EGARCH yöntemlerini kullanarak Kore hisse senedi piyasasında incelemişlerdir. Analiz sonucunda, işlem hacmi ve volatilitenin arasında pozitif ilişki bulmuşlardır. İşlem hacminin piyasaya bilgi akışını etkilediğini ve işlem hacminin aynı zamanda volatilitenin asimetrisini açıkladığını belirtmişlerdir.

3. VERİ VE METODOLOJİ

Bu çalışmada 26.10.1987 – 12.02.2013 dönem aralığında İMKB 100 Endeksinin getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu amaçla 6602 gözlem, Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (evds.tcmb.gov.tr) elde edilmiştir. İMKB 100 Endeksine ait logaritmik getiriler, günlük kapanış fiyatları kullanılarak aşağıdaki formül yardımıyla hesaplanmıştır. İşlem hacmi de doğal logaritması alınarak analize dahil edilmiştir.

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) * 100$$

3.1. Birim Kök Testleri

Zaman serileri analizlerinde seriler arasında herhangi bir ilişkinin varlığını tespit etmeden önce durağanlıklarının test edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, serilerin birim kök sınaması için Philipps-Perron (PP, 1988), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt – Shin (KPSS, 1992) ve Elliot vd. (1996) tarafından geliştirilen Dickey Fuller Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (DF-GLS) (ERS) (Dickey Fuller Generalized Least Square) testleri uygulanmıştır.

PP (1988) birim kök testine göre, boş hipotez seriler durağan değildir (birim kök vardır) şeklindeyken; alternatif hipotez, seriler durağandır (birim kök yoktur) şeklindedir. İlgili denklem aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1(t - T/2) + \alpha_2 Y_{t-1} \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

KPSS testinde incelenen LM-istatistik değerinin %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerle karşılaştırılması gerekmektedir. LM-istatistik değerinin büyük olması durumunda, sıfır hipotezi reddedilerek seri durağan değildir sonucuna varılmaktadır. KPSS birim kök testinin hipotezi, zaman serisinin durağan olduğudur. Alternatif hipotez ise zaman serisinin durağan olmamasıdır. İlgili denklemleri de aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = \beta_t + r_t + u_t$$

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}^2 \quad \text{olup, } t=1,2,3,\dots,T \text{ dir.}$$

Çalışmada ayrıca, son zamanlarda Elliot vd. (1996) tarafından geliştirilen DF-GLS (ERS) testi uygulanmıştır. DF-GLS (ERS) testi, serilerin trenden arındırılması işlemine dayanmakta olup, boş hipotezi seriler durağan değildir (birim kök vardır) şeklindeyken; alternatif hipotezi, seriler durağandır (birim kök yoktur) şeklindedir. DF-GLS (ERS) testi, aşağıdaki şekilde tahmin edilmektedir:

$$\Delta Y_t^d = \beta_1 Y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^m \theta_i \Delta Y_{t-i}^d + u_t$$

3.2. İşlem Hacmi ile Getiri

Bu çalışmada Tripathy (2011)' den yola çıkarak, endeks getirisi ile işlem hacmi arasındaki çok değişkenli modeller test edilmektedir. Bu modeller aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_t + \alpha_2 V_{t-1} + \alpha_3 R_{t-1} + u_t$$

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

Denklemlerde R_t , getiriyi; V_t , işlem hacmini; α ve β katsayıları; u ve v hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki modellerde anlaşılacağı gibi, getiri denklemi; işlem hacminden, bir önceki döneme ait işlem hacmi değerinden ve bir önceki döneme ait getiri değerinden meydana gelmektedir. Aynı şekilde işlem hacmi denklemi de, getiri, bir önceki döneme ait getiriden ve bir önceki döneme ait işlem hacmi değerlerinden oluşmaktadır.

3.3. Johansen Eşbütünleşme Testi

Bu çalışmada seriler arasında uzun dönemli ilişkiyi tespit etmek adına çalışmada Johansen (1991, 1995) eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Johansen Eşbütünleşme testinin başlangıcı olan VAR modeli, aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + B X_t + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = \prod Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} T_i \Delta Y_{t-1} + B X_t + \varepsilon_t$$

3.4. Var Analizi

Çalışmada işlem hacmi ile getiri arasındaki ilişkinin belirlenmesi amacıyla VAR Analizi kullanılmıştır. Bunun nedeni, modelde yer alan ilişkilerin çok yönlü öngörülebilmesidir. Bu amaçla iki değişkenli VAR denkleminde her değişken, şimdiki ve geçmiş değerinden etkilenmektedir. Denklemler aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^n \beta_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{2i} \Delta X_{t-i} + u_{t1}$$

$$\Delta X_t = \beta_3 + \sum_{i=1}^n \beta_{5i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=0}^n \beta_{6i} \Delta Y_{t-i} + u_{t2}$$

VAR modelini belirlemede, uygun gecikme uzunluğunun seçimi önem taşımaktadır. Gecikme uzunluğu, olması gerektiğinden daha kısa bir dönem olarak belirlenirse, katsayılar istatistiki olarak anlamlılığını yitirmektedir. Gecikmenin olması gereken uzunluktan daha büyük alınması durumunda ise, varyans değerleri büyük çıkmaktadır. Doğru ve güvenilir bir model kurabilmek için değişkenlerin gecikme sayılarının belirlenmesi önem taşır. Çalışmada, gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, Sequential Modified LR Test Statistic (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri yararlanılmıştır (Tunçsiper ve Sürekçi, 2011).

VAR Analizi, Granger nedensellik, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırma olmak üzere temel bölümlere ayrılmaktadır. Granger nedensellik testleri, diğer iki analiz aracı ile bulunan sonuçları desteklemeye yöneliktir. Granger nedensellik testinde, değişkenler arasında nedensellik ilişkisi aranmaktadır. Varyans ayrıştırmada ise, değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendi gecikmesi, yüzde kaçının ise diğer değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir. 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 (akt:Tunçsiper ve Sürekçi, 2011)

4. ANALİZ VE BULGULAR

4.1. Birim Kök Sonuçları

Tablo 1 ve Tablo 2, belirtilen birim kök testleri için durağanlık sonuçlarını göstermektedir. Birim kök test sonuçlarına göre, getiri ve işlem hacmi serilerinin durağan oldukları ve birim kök barındırmadıkları ortaya çıkmıştır.

Tablo 1: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri (Düzeyde =I(0))

Değişkenler	PP Testi		KPSS Testi (LM)		DF-GLS Testi	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
Getiri	-69.8166***	-69.8337***	0.4330**	0.6610***	-7.9463***	-8.7811***
İşlem Hacmi	-7.0444***	-14.4941***	5.1141	1.5065	-0.4483	-1.7663

Not: Mac Kinnon kritik değerleri PP testi için; sabit etkide sırasıyla %1' de -3.4381, %5' te -2.8648, %10'da -2.5685; sabit ve trendde sırasıyla %1' de -3.9693, %5' te -3.4153, %10'da -3.1298' dir. KPSS testi için; sabit etkide sırasıyla %1' de 0.7390, %5' te 0.4630, %10'da 0.3470; sabit ve trendde sırasıyla %1' de 0.2160, %5' te 0.1460, %10'da 0.1190' dir. DF-GLS testi için sabit etkide sırasıyla %1' de -2.5654, %5' te -1.9408, %10'da -1.6166; sabit ve trendde sırasıyla %1' de -3.4800, %5' te -2.8900, %10'da -2.5700' dir.

Not: *** %1, **%5, *%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 2: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testleri (Düzeyde =I(1))

Değişkenler	PP Testi		KPSS Testi (LM)		DF-GLS Testi	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli	Sabitli	Sabitli ve Trendli
Getiri	-477.2903***	-478.0028***	0.0499***	0.0465***	-1.2225	1.8722
İşlem Hacmi	-334.0950***	-337.8191***	0.1333***	0.0513***	-45.5219***	-0.3154

Not: Mac Kinnon kritik değerleri PP testi için; sabit etkide sırasıyla %1' de -3.4381, %5' te -2.8648, %10'da -2.5685; sabit ve trendde sırasıyla %1' de -3.9693, %5' te -3.4153, %10'da -3.1298' dir. KPSS testi için; sabit etkide sırasıyla %1' de 0.7390, %5' te 0.4630, %10'da 0.3470; sabit ve trendde sırasıyla %1' de 0.2160, %5' te 0.1460, %10'da 0.1190' dir. DF-GLS testi için sabit etkide sırasıyla %1' de -2.5654, %5' te -1.9408, %10'da -1.6166; sabit ve trendde sırasıyla %1' de -3.4800, %5' te -2.8900, %10'da -2.5700' dir.

Not: *** %1, **%5, *%10 istatistiksel anlamlılık düzeyini göstermektedir.

4.2. İşlem Hacmi ve Getiri İlişkisi Sonuçları

$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 V_1 + \alpha_2 V_{t-1} + \alpha_3 R_{t-1} + u_t$ denkleminde ait sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$R_t = 0.0158 + 0.0775 V_1 - 0.0775 V_{t-1} + 0.1046 R_{t-1}$ şeklindedir.

	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
α_0	0.0158	0.1292	0.1226	0.9024
α_1	0.0775	0.0243	3.1908	0.0014***
α_2	-0.0717	0.0242	8.2025	0.0031***
α_3	0.1049	0.0127	8.2025	0.0000***

Tanımlayıcı istatistikler

R^2	0.0131	F istatistiği	26.6823
Durbin – Watson	2.0117	Olasılık (F – istatistiği)	0.0000

Getiri denkleminde sabit terim hariç, tüm katsayıların %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif çıktığı görülmektedir. Getiri ile bir önceki güne ait işlem hacmi arasında ise negatif bir ilişki görülmektedir. R^2 değerinin küçük olması, getiriye işlem hacmi dışında etkileyen farklı değişkenlerin varlığını göstermektedir.

$V_t = \beta_0 + \beta_1 R_1 + \beta_2 R_{t-1} + \beta_3 V_{t-1} + v_t$ denkleminde ait sonuçlar aşağıdaki gibidir:

$V_t = 0.7066 + 0.0217 R_1 + 0.0181 R_{t-1} + 0.7066 V_{t-1}$ şeklindedir.

	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Olasılık
β_0	0.7066	0.6784	10.4155	0.0000***
β_1	0.0217	0.0068	3.1908	0.0014***
β_2	0.0181	0.0068	2.6622	0.0078***
β_3	0.7066	0.0678	10.4155	0.0000***

Tanımlayıcı istatistikler

R^2	0.9317	F istatistiği	27422.56
Durbin – Watson	2.8130	Olasılık (F – istatistiği)	0.0000

İşlem hacmi denkleminde %1 anlamlılık düzeyinde tüm katsayılar anlamlı ve pozitif çıkmıştır. Dolayısıyla yüksek işlem hacminin yüksek getiri anlamına geldiği, ayrıca bir önceki

günün getirisinin de o günkü getiri üzerinde etkili olduğu gözlenmektedir. R^2 değerinin 0,93 çıkması, getirinin işlem hacmini etkileyen önemli bir değişken olduğu sonucunu vermektedir.

4.3. Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Tablo 3: Johansen Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Eşbütünleşme Hipotezinin Test Edilmesi	Özdeğerler	İz İstatistiği	0.05 Kritik Değer	Olasılık Değeri	Maksimum Özdeğer	0.05 Kritik Değer	Olasılık Değeri
Yok*	0.1663	996.4394	12.3209	0.0001	996.1044	11.2248	0.0001
En Fazla 1	6.12E-05	0.3349	4.1299	0.6252	0.3349	4.1299	0.6252

Tablo 3' e göre, getiri ile işlem hacmi arasında eş-bütünleşmenin olmadığı yönündeki H_0 hipotezinin reddedildiğini ve değişkenler arasında bir eş-bütünleşme vektörünün bulunduğunu göstermektedir. Söz konusu değişkenler arasında eşbütünleşme vardır, yani getiri ile işlem hacmi arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır.

4.4.Var Analizi Sonuçları

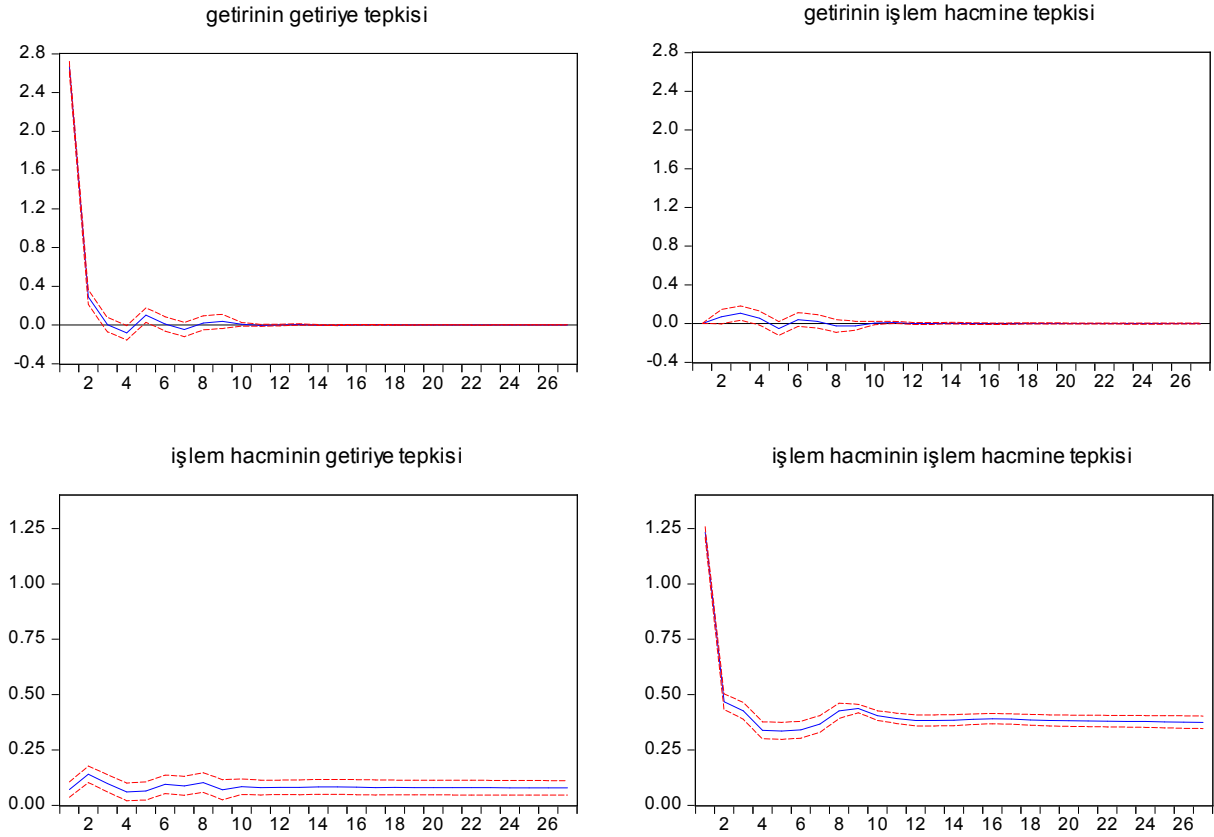
Aralarında uzun dönemli ilişki bulunan seriler için bundan sonra yapılacak olan analiz, VAR analizidir. VAR analizinde serilerin gecikme uzunluğunun belirlenmesi, doğru ve güvenilir bir model kurmak için önemli bir aşamayı oluşturmaktadır. Bu amaçla, modellere ait gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, Sequential Modified LR Test Statistic (LR), Final Prediction Error (FPE), Akaike (AIC) ve Hannan-Quinn (HQ) bilgi kriterleri kullanılmıştır. Her kritere göre 8 dönem gecikme uygun olup, bundan sonraki aşamada 8 dönem gecikmeli VAR modeli tahmin edilmiştir.

Çalışmanın bundan sonraki aşamasında serilere Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Granger nedensellik testine göre %1 anlamlılık düzeyinde getirinin işlem hacminin nedeni olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi reddedilmekte, dolayısıyla 1 günlük gecikme ile getirinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Tablo 4).

Tablo 4: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Sıfır Hipotezi	Gözlem	F – İstatistiği	Olasılık
Getiri, işlem hacminin Granger nedeni değildir	6031	9.10504	0.0026***
İşlem hacmi, getirinin Granger nedeni değildir		0.21616	0.6420

Şekil 1: Etki – Tepki Analizi



Nedensellik tespit edilen serilerde dinamik ilişkiyi belirlemek adına bundan sonraki aşamada, etki tepki analizi uygulanmıştır. Etki tepki analizinin sonuçları Şekil 1' de gösterilmektedir. Şekil 1' e göre, getiride bir standart hatalık şok karşısında, işlem hacmi 26 yılda pozitif bir tepki vermektedir. İşlem hacmindeki bir standart hatalık şok karşısında getiri ise, önce pozitif, özellikle 5., 8.ve 9. yıllarda negatif yönde bir tepki verdiği gözlenmektedir. Dolayısıyla elde edilen bu farklı sonuçlar, bir birimlik şok karşısında getirinin ve işlem hacminin farklı tepkiler verdiğini göstermektedir. İşlem hacmindeki şoklar, getiriler üzerinde önemli bir etki yaratmamakta, ancak gelecekteki işlem hacminin belirlenmesi açısından önemli bir gösterge olmaktadır. Bu bulgu Tripathy (2011)' nin çalışması ile de paralellik göstermektedir.

Varyans ayrıştırma, değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendi gecikmesinden, yüzde kaçının ise diğer değişkenler tarafından açıklandığını göstermektedir (akt.Tunçsiper ve Sürekçi; 2011). Tablo 5' e göre, getiri ve işlem hacmi değişkenlerinin en fazla kendi değişimlerinden etkilendiği görülmektedir. Getiri, ilk 8 yıl azalmakta, sonraki yıllarda ise sabit kalmaktadır. İşlem hacmi açısından ise 26 yıl boyunca giderek azaldığı görülmektedir.

Tablo 5: Varyans Ayrıştırma Tablosu

Yıl	GETİRİNİN VARYANS AYRIŞTIRMASI			İŞLEM HACMİNİN VARYANS AYRIŞTIRMASI		
	Standart Hata	Getiri	İşlem Hacmi	Standart Hata	Getiri	İşlem Hacmi
1	2.668671	100.0000	0.000000	1.236166	0.328254	99.67175
2	2.685197	99.93253	0.067466	1.329168	1.393335	98.60667
3	2.687301	99.77621	0.223787	1.399221	1.749935	98.25007
4	2.689101	99.73466	0.265340	1.440816	1.826877	98.17312
5	2.691533	99.69693	0.303066	1.480841	1.917566	98.08243
6	2.691864	99.67407	0.325933	1.522402	2.197973	97.80203
7	2.692392	99.66691	0.333088	1.568422	2.380654	97.61935
8	2.692594	99.65786	0.342139	1.628505	2.601670	97.39833
9	2.692940	99.65036	0.349645	1.687496	2.594730	97.40527
10	2.692953	99.65008	0.349923	1.737351	2.679803	97.32020
11	2.692982	99.64835	0.351651	1.782801	2.745002	97.25500
12	2.692982	99.64834	0.351665	1.825323	2.814494	97.18551
13	2.692987	99.64834	0.351664	1.866831	2.877968	97.12203
14	2.692989	99.64818	0.351817	1.907730	2.942290	97.05771
15	2.692990	99.64818	0.351816	1.948642	3.001537	96.99846
16	2.692991	99.64808	0.351919	1.989143	3.047839	96.95216
17	2.692992	99.64805	0.351947	2.028413	3.087095	96.91291
18	2.692992	99.64805	0.351954	2.066301	3.125638	96.87436
19	2.692992	99.64804	0.351963	2.103032	3.162120	96.83788
20	2.692992	99.64804	0.351964	2.138840	3.196634	96.80337
21	2.692992	99.64804	0.351964	2.173886	3.228931	96.77107
22	2.692992	99.64803	0.351965	2.208257	3.259321	96.74068
23	2.692992	99.64803	0.351965	2.241985	3.287370	96.71263
24	2.692992	99.64803	0.351966	2.275040	3.313187	96.68681
25	2.692992	99.64803	0.351966	2.307398	3.337341	96.66266
26	2.692992	99.64803	0.351966	2.339083	3.360178	96.63982

5. SONUÇ

Bu çalışmada, 26.10.1987 – 12.02.2013 dönem aralığında (6602 gözlem) İMKB 100 Endeksinin günlük getirisi ile günlük işlem hacmi arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu amaçla, seriler arasında dinamik ilişkiyi tespit etmek için, Johansen eşbütünlük analizi ve VAR Analizi uygulanmıştır. Johansen eşbütünlük analizine göre getiri ile işlem hacmi arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır. Granger nedensellik testine göre ise 1 günlük gecikme ile getirinin işlem hacminin Granger nedeni olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuçlar, Gündüz ve Hatemi-J' (2005), Chen vd. (2001) ve Tripathy (2011)'nin bulgularıyla

benzerlik olduğunu ve Türkiye’de fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir.

Çalışmaya göre işlem hacmi ile getiri arasında eş zamanlı bir ilişki bulunmakta, yüksek getiri yüksek işlem hacmine, yüksek işlem hacmi de yüksek getiri anlamına gelmektedir. Dolayısıyla yüksek getiri bilgisi, yatırımcılar açısından bir “işaret” olarak algılanmakta ve bu bilgi piyasaya aktarılarak işlem hacmini de etkilemektedir.

KAYNAKLAR

- Başçı, Erdem – Özyıldırım, Süheyla – Aydoğan, Kürşat. (1996); "A Note On Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, No. 20, pp.389-400.
- Brailsford, J. Timothy. (2009); “The Empirical Relationship Between Trading Volume, Returns and Volatility” , *Accounting and Finance*, Vol. 36, No.1, pp.89-111.
- Chen, G. - Firth, M. - Rui, O. M. (2001); "The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume And Volatility", *The Financial Review*, No. 38, pp.153-174.
- Choi, Ki-Hong – Jiang, Zhu-Hua – Kang, Sang Hoon – Yoon, Seong-Min. (2012), “Relationship Between Trading Volume and Asymmetric Volatility in the Korean Stock Market”, *Modern Economy*, No.3, pp.584-589.
- Chordia, T. – Swaminathan, B. (2000), “Trading Volume and Cross-Autocorrelations in Stock Returns”, *Journal of Finance*, Sayı: 55, s.913-935.
- Dickey D.A. - Fuller, W.A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Series with a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, No.74, pp. 427-431.
- Elliott, G. - Rothenberg, T.J. - Stock, J. H. (1996), “Efficient Test for an Autoregressive Unit Root”, *Econometrica*, No. 64, pp. 813-836.
- Epps, T., - Epps M. (1976), “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis”, *Econometrica*, No. 44, pp.305-321.
- Granger, C. W. J., - Morgenstern, O. (1963), "Spectral Analysis of New York Stock Market Prices" *International Review for Social Sciences*, No. 16, pp. 1–27.
- Gunduz, L., - Hatemi-J, A. (2005), "Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets" *Emerging Markets Finance and Trade*, No. 41, pp. 29-44.
- Johansen, S. (1991), “Estimation and Hypothesis Testing of Co integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica*, No. 58, pp.165-188.
- Johansen, S. (1995a), “Likelihood –Based Inference in Co Integrated Vector Autoregressive Models”, *Oxford University Press*, No.14, pp.517-524.

- Karpoff, J. (1987), "The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A survey", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, No.22, pp.109-126.
- 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*, No. 54, pp.159-178.
- Lee, B.S. - Rui, O. M. (2002), "The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence", *Journal of Banking and Finance*, No. 26, pp.51-78.
- Phillips, P. C. B. - Perron, P. (1988), "Testing For Unit Root in the Time Series Regression. *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, pp.335-346.
- Ratner. M. - R.P.C. Leal (2001), "Stock Returns and Trading Volume: Evidence from the Emerging Markets of Latin America and Asia", *Journal of Emerging Markets*, Vol. 6, No.1, pp.5-22.
- Rogalski, R.J., (1978),"The Dependence Of Prices And Volume Instruments", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 60, No. 2, pp.268–274.
- Saatccioğlu, Kemal – Starks, Laura T. (1998), "The Stock Price- Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America" *International Journal of Forecasting*, No. 14; pp.215-225.
- Sabri, Nidal Rashid (2008)," The Impact of Trading Volume on Stock Price Volatility in the Arab Economy", *Journal of Derivatives and Hedge Funds*, No.14, pp.285-298.
- Tauchen, G., - Pitts, M. (1983), "The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets", *Econometrica*, No. 51,pp. 485–505.
- Tunçsiper, B. – Sürekçi, D. (2011), "Türkiye’ de İkiz Açıklar Hipotezinin Geçerliliğinin Zaman Serisi Analizi", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt11, Sayı 3, ss.103-120.
- Tripathy, N. (2011), "The Relation Between Price Changes and Trading Volume: A Study in Indian Stock Market, *Interdisciplinary Journal of Research in Business*, Sayı 7, ss.81-95.

