

PAPER DETAILS

TITLE: ISLEM HACMI VE FİYAT DEĞİŞİMLERİ ARASINDAKİ NEDENSELLİK VE DİNAMİK

İLİSKİLER: İMKB'DE BİR AMPİRİK İNCELEME

AUTHORS: Göknur UMUTLU

PAGES: 231-246

ORIGINAL PDF URL: <https://dergipark.org.tr/tr/download/article-file/287476>

İŞLEM HACMİ VE FİYAT DEĞİŞİMLERİ ARASINDAKİ NEDENSELLİK VE DİNAMİK İLİŞKİLER: İMKB'DE BİR AMPİRİK İNCELEME

Göknur UMUTLU*

Öz:

İşlem hacmi ve hisse senedi fiyatları birbirinden oldukça etkilenen iki önemli finansal göstergedir. Bu çalışmada 2002-2007 yılları arasında, İMKB Ulusal Tüm Endeksi'nin günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi verileri kullanılarak, hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi değişimleri arasında dinamik ve nedensel bir ilişki olup olmadığı test edilmiştir. Çalışmada uygulanan Granger nedensellik testi sonucunda, fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur. VAR analizleri, fiyat ve işlem hacmi değişimlerinin geçmiş dört günlük değerlerinin, işlem hacminin gelecekteki değişimlerini etkileyebileceğini göstermektedir. Ayrıca varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları, fiyatlar ve işlem hacmi değişimleri üzerinde meydana gelecek herhangi bir şokun işlem hacmi değişimlerini gelecekte de dinamik olarak etkileyebileceğini ortaya koymuştur. Geçmişteki fiyat ve işlem hacmi verilerinin şu anki işlem hacmini etkilemesi ve gelecekte de fiyatların işlem hacmini etkileyebilen bir araç olarak kullanılabilmesi, Türkiye'de sermaye piyasasının etkin olmadığını kanıtlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: İşlem hacmi, hisse senedi fiyatları, VAR, Granger nedensellik

THE CAUSAL AND DYNAMIC RELATIONSHIP BETWEEN STOCK PRICE AND TRADING VOLUME CHANGES: AN EMPIRICAL STUDY IN ISE

Abstract:

Trading volume and stock prices are two important financial indicators that are affected by each other. This study which covers 2002-2007 period and uses ISE National All Index daily closing prices and trading volume data, tests whether stock price changes and trading volume changes have dynamic and causal relationship. Granger causality test methodology in this study provides

* Araş. Gör., Hacettepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, goknur@hacettepe.edu.tr

evidence of significant unidirectional causality from stock price changes to trading volume changes. VAR analysis shows four day lagged stock price and trading volume changes can affect trading volume changes in future. In addition variance decomposition and impulse response functions display that any shock on price and trading volume changes can affect trading volume changes in future dynamically. The influence of past stock price and trading volume data on today's trading volume and the instrument effect of stock prices on trading volume in future argues capital markets in Turkey is not efficient.

Keywords: Trading volume, stock prices, VAR, Granger causality

GİRİŞ

Hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasındaki ilişkileri gösteren grafikler teknik analizciler tarafından sıklıkla kullanılmaktadır. Yüksek işlem hacmi, yatırımcılar için olumlu bir kriterdir ve pratikte işlem hacminden yola çıkarak getirileri tahmin etme olasılığı yatırımcılara cazip gelmektedir. Bu konuda eski iki Wall Street özdeyişi yatırımcılara ve araştırmacılara ilham kaynağı olmaktadır: 1) İşlem hacmi fiyatları yukarıya iter, 2) Boğa piyasalarında işlem hacmi ile fiyatlar arasında güçlü bir ilişki vardır, ayı piyasalarında ise bu ilişki zayıftır. Sivapulle ve Choi (1999: 59) işlem hacmi ve fiyatlar arasındaki iki yönlü nedensellik ilişkilerinden dolayı ticari stratejiler oluşturulabildiğine ve bu durumda piyasa etkinliğinin bozulduğuna işaret etmektedir. Ancak teorik olarak Fama'nın (1970) etkin piyasalar hipotezi geçerli ise, geçmişteki fiyat ve işlem hacmi değişimlerinden yola çıkarak gelecekteki getirileri tahmin etmek mümkün değildir.

Literatürdeki bu konuda yapılan bir grup çalışma gelişmiş ülkelerde özellikle ABD'de hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasında pozitif bir korelasyon olduğunu ortaya koymaktadır. Karpoff (1987: 109-110) araştırmasında bu çalışmaları özetleyerek hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin neden önemli olduğuna dair dört farklı açıklama sunmuştur:

Birincisi, fiyat-hacim ilişkilerinden yola çıkılarak piyasanın genel yapısı hakkında bilgi edinilebilir. Fiyat-hacim ilişkisini konu alan modeller piyasaya giren bilginin akış hızı, bu bilginin nasıl yayıldığı, piyasa fiyatlarının bu bilgileri ne kadar içerdikleri, piyasanın büyüklüğü ve açığa satış imkânı gibi piyasanın genel yapısına ait pek çok faktörü göz önünde bulundurmaktadır. Dolayısıyla fiyat ve hacim arasındaki ampirik ilişkilere değinen çalışmalar piyasa yapısındaki farklı hipotezleri de kendi içersinde test etmektedir.

İkincisi, fiyat-hacim ilişkilerini beraber olarak inceleyen vaka çalışmalarından önemli çıkarımlar yapmak mümkündür. Örneğin, fiyatlardaki değişimler piyasaya yeni bir bilgi girişi olduğuna ve buna karşılık gelen işlem hacmindeki değişimin derecesi de yatırımcılar arasında bu yeni bilginin ne kadar benzer kabul edildiğine dair bir kanıt olabilir.

Üçüncüsü, fiyat-hacim ilişkileri, fiyatların ne kadar spekülatif olabileceği konusunda fikir verebilir. Borsada yüksek getiriler ve büyük kayıplar yaşanma ihtimali yüksektir. Fiyatların varyansındaki değişimler işlem hacmi tarafından açıklanabilir.

Dördüncüsü, fiyat-hacim ilişkileri vadeli işlemler piyasası için oldukça önem arz eder. Fiyatlardaki değişkenlik, vadeli işlem sözleşmesinin işlem hacmini oldukça etkilemektedir. Vadeli işlem kontratının teslim zamanı ise hem işlem hacmini hem de fiyatlardaki değişkenliği açıklamaktadır.

Gallant, Rossi ve Tauchen (1992: 200) sadece hisse senedi fiyatlarını veya işlem hacmini bireysel olarak belirleyen etkenleri incelemek yerine hisse senedi ve işlem hacmi arasındaki ilişkilerin beraber incelenmesi gerektiğine dikkat çekmektedir. İşlem hacmi ve hisse senedi fiyatları arasındaki nedenselliği beraber test eden modeller genellikle Granger nedensellik testini kullanmaktadırlar (Rogalski, 1978; Smirlock ve Starks, 1988; Jain ve Joh, 1988; Antoniewicz, 1992; Hiemstra ve Jones, 1994). İşlem hacmi fiyatları etkileyebileceği gibi, fiyatlar da işlem hacmini etkilemektedir. Türkiye’de fiyatlardaki değişimlerin gerçekleşen işlem hacmini etkileyip etkilemeyeceği ya da işlem hacmindeki değişimlerin fiyatları değiştirip değiştiremeyeceği merak konusudur.

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasında dinamik ve nedensel bir ilişki olup olmadığını test etmektir. Çalışmada İMKB’de işlem gören tüm senetlerin 2002-2007 yılları arasındaki günlük işlem hacmi ve fiyat verisi kullanılarak, Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Ayrıca nedensellik ilişkisinin yanı sıra etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırması ile dinamik ilişkileri de ortaya koyan vektör otoregresyon analizi (VAR) de uygulanmıştır.

Çalışmanın, fiyat-hacim ilişkisini, tüm İMKB şirketlerinde günlük verilerle test etmesi açısından önemli olacağı düşünülmektedir. VAR analizi yardımıyla fiyat-hacim ilişkisi için dinamik bulguların ortaya konması da literatüre önemli bir katkı sağlayacaktır.

Çalışmanın birinci bölümünde, hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasındaki ilişkileri ve bu ilişkilerin nedenlerini açıklayan literatüre ve teorik tartışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde, veri ve yöntem konusunda bilgilere yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, ampirik bulgulara yer verilmiş; daha sonra ise sonuçlar tartışılmıştır.

D) ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR VE TEORİK TARTIŞMALAR

Literatürdeki bir grup çalışma, hisse senedi fiyatlarını etkilemesi muhtemel kârlılık, PD/DD değeri, döviz kurları, faiz oranları, enflasyon, para arzı vs. gibi değişkenleri belirlemeye çalışmaktadır (Dimitrova, 2005; İbrahim, 1999; Mukherjee ve Tufte, 2001; Soenen ve Johanson, 2001). Ancak burada finansal ve ekonomik değişkenlerin fiyatlara göre daha az dalgalanması, bu değişkenlerin fiyat değişimlerini açıklama gücünü azaltmaktadır. İşlem hacmi ise, hisse senedi fiyatları gibi sık

dalgalandan ve genellikle aynı piyasa riskleriyle hareket eden bir değişkendir ve işlem hacmi ile hisse senedi fiyatları, hisse senedi pazarı performansına ait önemli iki göstergedir (Rashid, 2007: 596).

Gelişmekte olan ülkelerde ve Türkiye’de bu konuda yapılmış az sayıda çalışma mevcuttur ve bu çalışmalar genellikle 2000 öncesine ait aylık ve haftalık verilerle yapılmıştır (Moosa ve Al-Loughani, 1995; Saatçioğlu ve Starks, 1998; Gündüz ve Hatemi-J, 2005; Başçı vd., 1996; Yörük vd., 2006). Moosa ve Al-Loughani (1995), 4 Asya ülkesine (Malezya, Filipinler, Singapur, Tayland) ait aylık verilerle sekiz yılı kapsayan çalışmada Filipinler dışındaki tüm ülkelerde hisse senedi fiyatları değişimleri ve işlem hacmi değişimleri arasında iki yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Saatçioğlu ve Starks (1998), Latin Amerika ülkelerinde (Arjantin, Brezilya, Şili, Kolombiya, Meksika, Venezuela), Ocak 1986’dan Nisan 1995’e kadar aylık verilerle fiyat-hacim ilişkisini test etmişler ve Arjantin ile Şili dışındaki diğer dört ülkede yalnızca işlem hacminden fiyatlara doğru bir ilişki saptamışlardır. Gündüz ve Hatemi-J (2005) ise, Orta ve Doğru Avrupa piyasalarında (Budapeşte, İstanbul, Moskova, Prag, Varşova) haftalık fiyat endeksleri, işlem hacmi ve piyasa dönüşüm oranı arasındaki ilişkileri saptamaya çalışmışlardır ve bulguları şöyledir: (i) Macaristan’da, fiyatlar ve işlem hacmi/dönüşüm oranı arasında iki yönlü ilişki, (ii) Polonya’da, fiyatlar ve işlem hacmi arasında iki yönlü ilişki, (iii) Rusya ve Türkiye’de, fiyatlardan işlem hacmi ve dönüşüm oranına doğru tek yönlü bir ilişki saptanmıştır. Çek Cumhuriyeti’nde ise herhangi bir nedensellik ilişkisi saptanamamıştır.

Türkiye’de Ocak 1988’den Mart 1999’a kadar haftalık fiyat ve işlem hacmi verileriyle ve 29 hisse senediyle çalışan Başçı vd. (1996) bu iki değişken arasında bir kointegre (ortak bütünleşme) ilişki olduğunu bulmuşlardır. Yörük vd. (2006) ise sadece finansal sektörü inceledikleri çalışmada, dokuz Türk bankasının 1998-2003 dönemindeki günlük verileriyle işlem hacmi ve fiyatları arasında iki yönlü bir ilişki saptamışlardır.

Literatürde hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisini açıklayan dört farklı teorik tartışma mevcuttur:

Birincisi, Copeland (1976) ve Jennings, Starks ve Fellingham’ın (1981) yatırımcılar ve firmalar arasındaki asimetrik bilgiyi esas alan ardışık bilgi gelişi (sequential information arrival) modelleridir. Asimetrik bilgi nedeniyle piyasa katılımcıları yeni bilgilere aynı anda ulaşamazlar. Copeland’ın (1976) modelinde kötümser yatırımcıların talebinin iyimser yatırımcıların talebinden daha düşük olduğu ve açığa satış opsiyonu bulunmadığı varsayılmaktadır. Jennings vd. (1981) ise, modellerinde açığa satış opsiyonuna imkân tanıyarak, açık pozisyonların maliyetinin uzun pozisyonlardan daha fazla olduğuna ve işlem hacmindeki değişimleri daha az etkileyebileceğine dikkat çekmektedir. Ardışık bilgi geliş modellerine göre tüm yatırımcılar aynı bilgiye sahip olunca uzun dönem dengeye ulaşılacaktır ve uzun dönem gerçek dengeye ulaşana kadar gelen ardışık bilgiler nedeniyle kısa dönemde

anlık dengeler oluşabilmektedir. Bu ardışık bilgiler nedeniyle işlem hacminin gecikmeli değerleri şu andaki hisse senedi fiyatlarını etkileyebilirken, hisse senedi fiyatlarının gecikmeli değerleri de şu andaki işlem hacmini etkileyebilmektedir. Ardışık bilgi modeli iki yönlü nedensellik olabileceğine dikkat çekmektedir.

İkincisi, Lakonishok ve Smidt’in (1989) vergi ve vergi-dışı etkenlere dayalı modelidir. Vergiye ilişkin etken gerçekleşen sermaye kazanç ve kayıplarının vergilendirme dönemleri açısından en optimal hale getirilmesidir. Vergi-dışı etkenler bilanço makyajlaması, portföylerin yeniden düzenlenmesi ve farklı yatırım stratejileridir. Lakonishok ve Smidt (1989) vergiye ilişkin etkenler mevcut iken geçmişteki fiyat değişimlerinin şu andaki işlem hacmini negatif etkileyeceğini ancak vergi-dışı etkenler mevcut iken pozitif etki görüleceğini vurgulamaktadır. Buradaki dinamik ilişki ise fiyat değişimlerinden işlem hacmine doğrudur.

Üçüncüsü, Clark (1973) ve Epps ve Epps’in (1976) bilgi dağılımı karışım (mixture of distributions) modelidir. Bilgi dağılımı karışım modelleri şu andaki hisse senedi getirilerinin varyansı ile işlem hacmi arasında pozitif bir ilişki öngörmektedir. Epps ve Epps’in (1976) bilgi dağılımı karışım modeli işlem hacminin alım satım yapan kişiler arasındaki uyuşmazlığı ölçtüğünü iddia etmektedir. Alım satım yapan kişiler piyasaya yeni bir bilgi gelmesiyle fiyatları tekrar gözden geçirirler ve uyuşmazlıklar arttıkça alım satım yapan kişilerin de işlem hacmi artmaktadır. Epps ve Epps’in (1976) modeli işlem hacminden mutlak hisse senedi getirilerine doğru pozitif bir nedensellik öngörmektedir. Diğer taraftan Clark’ın (1973) modeli işlem hacminin bilgi akışının hızını içermesinden dolayı hisse senedi getirilerini etkileyebileceğini savunmaktadır. Bilgi dağılımı modeli işlem hacminden hisse getirilerine doğru pozitif bir nedensel ilişki önermektedir.

Dördüncüsü gürültücüler (noise trader) modelleridir. Toplam hisse senedi getirileri kısa vadede pozitif otokorelasyona sahip iken, uzun vadede negatif otokorelasyon vardır. Gürültücüler piyasa hakkında gerekli bilgilere sahip değildirler ve geçmişteki pozitif getirilerden etkilenirler ve işlemlerini arttırarak gelecekteki fiyatları da hareketlendirirler (DeLong vd., 1990). Dolayısıyla hisse senedi getirileri ve işlem hacmi arasında davranışsal finanstan kaynaklanan iki yönlü ve pozitif bir nedensellik söz konusudur.

II) VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada 2002-2007 dönemlerine ait İMKB Ulusal Tüm Endeksi’nin FINNET veri tabanından elde edilen günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi tutarları kullanılmıştır. Kullanılan veri seti 1501 gözlemden oluşmaktadır.

Analizlerde günlük düzeltilmiş kapanış fiyatları ve işlem hacmi serilerindeki yüzdesel değişim kullanılmıştır. Hiemstra ve Jones’un (1994: 1649-1650) çalışması takip edilerek, günlük kapanış fiyatlarındaki yüzdesel değişim (FIYATDEĞİSİM),

matematiksel olarak şu şekilde bulunmuştur: $100 \cdot \ln(P_t/P_{t-1})$. Burada P_t , t gününde gerçekleşen kapanış fiyatını, P_{t-1} , t-1 gününde gerçekleşen kapanış fiyatını, $\ln$ ise doğal logaritma alındığını ifade etmektedir. İşlem hacmindeki yüzdesel değişim (IHDEGISIM), de matematiksel olarak aynı şekilde bulunmuştur: $100 \cdot \ln(V_t/V_{t-1})$. Burada V_t , t gününde gerçekleşen işlem hacmini, V_{t-1} , t-1 gününde gerçekleşen işlem hacmini, $\ln$ ise doğal logaritma alındığını ifade etmektedir.

Tablo : 1, FIYATDEGISIM ve IHDEGISIM serilerine ait özet istatistikleri ve korelasyon katsayısını göstermektedir. Fiyat serisindeki ortalama artış % 9 iken, işlem hacmindeki ortalama artış % 3'tür. İki değişken arasındaki korelasyon katsayısı yaklaşık 0.29 olup fiyatlar ve işlem hacmi değişimi arasında pozitif bir ilişki olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo : 1
Fiyat ve İşlem Hacmine Ait Özet İstatistikler

	FIYATDEGISIM	IHDEGISIM
Ortalama	0.092462	0.032187
Medyan	0.172779	-0.218057
Maksimum	11.46097	164.2672
Minimum	-13.05246	-116.9777
Standart sapma	2.013614	32.90167
Gözlem sayısı	1501	1501
Korelasyon katsayısı	0.29174	

Ekonometrik metodolojide öncelikle sahte regresyon problemine yol açmayacak en uygun ekonometrik tekniğini belirlemek için kullanılacak zaman serilerinin durağan veya durağan olmama özelliğinin incelenmesi gerekmektedir. Durağanlık ile ifade edilmek istenen; zaman serilerinin istatistikî özelliklerinin zaman içinde değişmemesi gerektiğidir. Diğer bir deyişle; serinin ortalaması ve varyansı sabit ya da ortalamaya dönme eğilimi taşımalıdır (Engle ve Granger, 1987).

Çalışmada fiyatlar ve işlem hacmi serisinin durağan olup olmadığını sınamak için birim kök testlerinden faydalanılmış ve Dickey ve Fuller'in (1981) geliştirmiş olduğu "Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)" birim kök testi uygulanmıştır. ADF birim kök testi için kullanılan regresyon denklemi şu şekildedir:

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

Yukarıdaki denklemin tahmini ile y_t değişkeninin birim kökünün varlığı test edilmektedir. Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla, modele dâhil edilmektedir. Denklem (1)'de y_t değişkeninin

durağan olduğu alternatifine karşın birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Buna göre kurulan sıfır temel hipotezi ve alternatif hipotez şu şekildedir:

$$H_A : \phi < 0$$

ϕ tahmini sıfırdan farklı değilse birim kök vardır. $\phi < 0$ ise birim kök yoktur ve y_t değişkeninin durağan olduğu hipotezi kabul edilir.

Fiyat ve işlem hacmi değişimi serilerinin durağan olup olmadığını test etmek için uygulanan ADF birim kök test sonuçları Tablo : 2’de verilmiştir:

Tablo : 2
ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler		FIYATDEGISIM	IHDEGISIM
ADF test istatistiği*		-39.1293***	-10.7921***
Mac Kinnon Kritik Değerleri:	1% anlamlılık düzeyi	-3.4345	-3.4356
	5% anlamlılık düzeyi	-2.86326	-2.86329
	10% anlamlılık düzeyi	-2.56774	-2.56775

* ADF test istatistikleri için %1 anlamlılık düzeyi *** ile gösterilmektedir.

Tablo : 2’de görüldüğü gibi ADF test istatistiği FİYATDEGISIM serisi için -39.1293 olup tüm Mac Kinnon kritik değerlerinden küçüktür. IHDEGISIM serisi için de ADF test istatistiği -10.7921 olup tüm Mac Kinnon kritik değerlerinden küçüktür. Fiyat ve işlem hacmi değişimi serileri için birim kök olduğu hipotezi reddedilmiştir ve çalışmada kullanılacak her iki seri de %1 seviyesinde düzeyde durağandır.

Fiyat ve işlem hacmi değişimi serileri durağan bulunduktan sonra iki değişken arasındaki nedensel bir ilişkinin varlığı ve yönünü test etmek için standart Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Granger nedensellik sınaması yapılabilmesi için fiyat ve işlem hacmi değişimi serilerine ilişkin tahmin denklemlerinin vektör otoregresif (VAR) formunda kurulması gerekmektedir. Granger nedensellik testi yapılabilmesi için de serilerin durağan olması gerekmektedir (Granger ve Newboldt, 1974).

Sims (1980) tarafından oluşturulan VAR formunda içsel değişkenin gecikmeli değerlerinin denkleminin sağında yer alması dolayısıyla otoregresif bir yapı oluşmakta ve iki ya da daha çok değişkenden oluşan bir vektör ele alınmaktadır. Fiyat ve işlem hacmi değişimi arasındaki ilişkinin ortaya konulması için oluşturulan VAR modeli aşağıdaki gibidir:

$$FIYATDEGISIM_t = \sum_{i=1}^k a_{11,i} FİYATDEGISIM_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{12,i} IHDEGISIM_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2)$$

$$IHDEGISIM_t = \sum_{i=1}^k a_{21,i} FIYADEGISIM_{t-i} + \sum_{i=1}^k a_{22,i} IHDEGISIM_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (3)$$

Kurulan VAR modeli yukarıda görüldüğü gibi seçilen bütün değişkenleri birlikte ele alır ve bir sistem bütünlüğü içinde inceler. Kesin bir biçimde içsel ve dışsal değişken ayrımı ya da teorik kısıtlamalar söz konusu değildir. Modelde k gecikme sayısını, ε ise hata terimini ifade etmektedir. VAR modelinde değişkenlere ait optimal gecikme uzunlukları (k), Akaike ve Schwartz ölçütüyle saptanmaktadır.

Fiyat ve işlem hacmi değişimleri arasında kurulan modele göre Granger nedenselliği bakımından üç farklı ihtimal mevcuttur:

- Tek yönlü nedensellik: Fiyat değişimleri işlem hacmi değişimlerini etkileyebilir, yani fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru bir ilişki olabilir. İşlem hacmi değişimleri fiyat değişimlerini etkileyebilir, yani işlem hacmi değişimlerinden fiyat değişimlerine doğru bir ilişki olabilir.
- İki yönlü nedensellik: Fiyat ve işlem hacmi değişimleri arasında karşılıklı bir etki olabilir; yani işlem hacmi değişimleri fiyat değişimlerini, fiyat değişimleri de işlem hacmi değişimlerini etkileyebilir.
- Bu iki değişkenin birbirinden bağımsız olması yani birbirini etkilememesi durumu

Bu önsavları sınamak için Granger standart F testini kullanmaktadır.

Yukarıda model (2)'de işlem hacmi değişimlerinin gecikmeli değerlerinin katsayıları bir küme olarak sıfırdan farklıysa ($\sum a_{12,i} \neq 0$) ve model (3)'teki fiyat değişimlerinin gecikmeli değerlerinin tahmin edilen katsayıları bir küme olarak istatistik bakımından sıfırdan farklı değilse ($\sum a_{21,i} = 0$), işlem hacmi değişimlerinden fiyat değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik oluşur (IHDEGISIM $\rightarrow$ FIYATDEGISIM).

Model (3)'de fiyat değişiminin gecikmeli değerlerinin katsayıları bir küme olarak sıfırdan farklıysa ($\sum a_{21,i} \neq 0$) ve model (2)'de işlem hacmi değişiminin gecikmeli değerlerinin katsayıları bir küme olarak sıfırdan farklı değilse ($\sum a_{12,i} \neq 0$), fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik oluşur (FIYATDEGISIM $\rightarrow$ IHDEGISIM).

Her iki denklemdeki fiyat ve işlem hacmi değişimi katsayı kümeleri istatistik bakımından sıfırdan farklıysa bu iki yönlü bir nedensellik olabileceğini gösterir. Her iki denklemdeki fiyat ve işlem hacmi değişimi katsayı kümeleri istatistik bakımından anlamlı değilse bu bağımsızlık anlamına gelir.

Çalışmada fiyat ve işlem hacmi değişimi arasındaki dinamik ilişkileri ortaya koymak amacıyla VAR yöntemi uygulanmıştır. Nedensellik testi de VAR yönteminin

bir aşamasıdır. Değişkenlerin sıralanması bu aşamada önem kazanmaktadır. VAR sistemi iki tür dinamik analiz sunmaktadır: varyans ayrıştırması ve etki-tepki analizi.

Varyans ayrıştırması, içsel değişkenlerden birindeki değişimi, tüm içsel değişkenleri etkileyen ayrı ayrı şoklar olarak ayırır. Bu anlamda varyans ayrıştırması, sistemin dinamik yapısı hakkında bilgi verir. Her bir değişkenin tahmin hata varyansının sistemdeki diğer değişkenlerin şoklarına ve kendi şoklarına bağlı olarak ortaya çıktığını gösterir. Varyans ayrıştırmasının amacı, her bir rassal şokun, gelecek dönemler için öngörünün hata varyansına olan etkisini ortaya çıkarmaktır. Öngörünün hata varyansı, h uzunluktaki bir dönem için, her bir değişkenin hata varyansına katkısı olarak ifade edilebilir. Daha sonra bu şekilde elde edilen her bir varyans, toplam varyansa oranlanarak, yüzde olarak nispi ağırlığı bulunur (Özgen ve Güloğlu, 2004).

Etki-tepki fonksiyonları, rassal hata terimlerinden birindeki bir standart sapmalık şokun, içsel değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır. Başka bir ifadeyle etki tepki fonksiyonları VAR modelindeki her bir değişkenin yapısal şoklar ortaya çıktığında, bu şoklara karşı dinamik tepkisini gösterir.

VAR analizinde varyans ayrıştırması vasıtasıyla, bir değişken üzerinde en çok etki eden değişkenin hangisi olduğu belirlenebilmekte iken, etki-tepki fonksiyonları ilgili değişken üzerinde en çok etki eden değişkenin politika aracı olarak kullanılıp kullanılamayacağını ortaya koyar.

III) AMPİRİK BULGULAR

Aşağıda Tablo : 3’te fiyat ve işlem hacmi değişimi değişkenleri arasındaki ilişkinin yönünü belirleyen Granger nedensellik testinin sonuçları verilmiştir:

Tablo : 3
Granger Nedensellik Testi Sonuçlar

Sıfır Hipotezi:	N*	F istatistiği	P Değeri
IHDEGISIM, FIYATDEGISIM’in Granger nedeni değildir.	1497	1.87028	0.11316
FIYATDEGISIM, IHDEGISIM’in Granger nedeni değildir.		10.5409	0.00000002

* N, gözlem sayısını ifade etmektedir.

Tablo : 3’te “FIYATDEGISIM, IHDEGISIM’in Granger nedeni değildir.” sıfır hipotezi red edilerek FIYATDEGISIM değişkeninin IHDEGISIM değişkeninin Granger nedeni olduğu alternatif hipotezi kabul edilmiştir. F değeri 10.5409 olup %1 düzeyinde anlamlıdır ve fiyatlar işlem hacmini etkilemektedir. Ancak işlem hacmi değişimlerinin, fiyat değişimlerinin Granger nedeni olduğu hipotezi doğrulanamamıştır

ve fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru (FIYATDEGISIM → IHDEGISIM) tek yönlü bir ilişki bulunmuştur. Dolayısıyla IHDEGISIM değişkeni içsel, FİYATDEGISIM değişkeni dışsal kabul edilmiştir. Bu sonuç Türkiye için fiyatlardan işlem hacmine doğru tek yönlü bir ilişki saptayan Gündüz ve Hatemi-J'in (2005) çalışması ile tutarlıdır

EK Tablo : 4, FİYATDEGISIM ve IHDEGISIM değişkenleri için yapılan vektör otoregresif analiz (VAR) sonuçlarını göstermektedir. Akaike kriterinin değeri 13.77826 ve Schwarz kriterinin değeri 13.84212 bulunmuştur. Optimal gecikme sayısı Akaike ve Schwartz kriterine göre 4 bulunmuştur. Değişkenler için hesaplanan t istatistikleri her bir değişkene ait değerlerin ikinci satırında verilmiştir. ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir.

EK Tablo : 4'e göre IHDEGISIM değişkenini açıklayan model FİYATDEGISIM değişkenini açıklayan modelden daha anlamlı gözükmektedir. FİYATDEGISIM değişkenini açıklayan modelin R^2 değeri 0.0063 olup açıklayıcılığı oldukça düşük iken, IHDEGISIM değişkenini açıklayan modelin R^2 değeri 0.1649'dur. IHDEGISIM değişkeni, FİYATDEGISIM değişkeninin bir gün önceki değerinden (FIYATDEGISIM(-1)) pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde etkilenmekte iken, FİYATDEGISIM değişkeni de, IHDEGISIM değişkeninin bir gün önceki değerinden (IHDEGISIM(-1)) pozitif ve % 1 anlamlılık düzeyinde etkilenmektedir. İMKB'de, 2002-2007 arası fiyatlarda bir gün önceden meydana gelen %1'lik bir artış, işlem hacminde %2.56'lık bir artışa neden olmaktadır. İşlem hacminde meydana gelen %1'lik artış ise, fiyatlarda %0.004'lük pozitif bir artış sağlamaktadır. İşlem hacmi değişimi kendi geçmiş dört günlük değerlerinden de önemli ölçüde negatif ve anlamlı olarak etkilenmektedir, yani işlem hacminin gecikmeli dört günlük değerleri artar ise şu anki değeri düşmektedir.

Kurulan VAR modelinde değişkenlere ait varyans ayrıştırması aşağıda EK Tablo : 5'te, etki-tepki analizi ise EK Şekil : 1'de görülmektedir.

EK Tablo 5-A bölümündeki FİYATDEGISIM değişkenine ait varyans ayrıştırması tahminleri, FİYATDEGISIM değişkeninin gelecek 10 periyod boyunca neredeyse %100 kendisinden etkilendiğini göstermektedir. EK Tablo : 5-B bölümünde FİYATDEGISIM değişkeninin IHDEGISIM değişkeni üzerindeki katkı payı 10. periyotda %11.96 iken, kendi üzerindeki katkı payı yaklaşık %88 oranındadır.

EK Şekil 1-A, FİYATDEGISIM değişkeninin gelecek 10 gün boyunca etki-tepki analizi grafiğini, yani FİYATDEGISIM ve IHDEGISIM değişkenlerine verilen bir standart sapmalık şoka 10 gün boyunca FİYATDEGISIM değişkenin vereceği tepkiyi göstermektedir. EK Şekil : 1-B, IHDEGISIM değişkeninin gelecek 10 gün boyunca etki-tepki analizi grafiğini, yani FİYATDEGISIM ve IHDEGISIM değişkenlerine verilen bir standart sapmalık şoka 10 gün boyunca IHDEGISIM değişkenin vereceği tepkiyi göstermektedir.

EK Şekil : 1-A’ya göre FIYATDEGISIM değişkeni sadece kendisine gelen şoklara sadece bir gün boyunca azalan bir tepki vermektedir; ayrıca IHDEGISIM değişkeninde meydana gelen şoklar FIYATDEGISIM değişkenini etkilememektedir. Ancak EK Şekil : 1-B IHDEGISIM değişkeninin hem kendisinde hem de FIYAT değişkeninde oluşan şoklara bir hafta boyunca duyarlı olacağını göstermektedir. FIYATDEGISIM ve IHDEGISIM değişkenlerine gelen bir standart sapmalı şok, IHDEGISIM değişkeni üzerinde ortak bir etki yaratarak ilk üç gün boyunca işlem hacmini azaltmakta daha sonra ise artırmaktadır. Varyans ayrıştırması analizi de FIYATDEGISIM değişkeninin IHDEGISIM değişkeni üzerindeki katkısını ikinci gün yaklaşık %1 azaltacağını, üçüncü gün de yaklaşık olarak %1 artıracığını ortaya koymaktadır.

Hem varyans ayrıştırması analizi hem de etki-tepki analizi grafikleri, FIYATDEGISIM değişkeninin IHDEGISIM değişkeni üzerinde en az kendisi kadar önemli olduğunu ve FIYATDEGISIM ve IHDEGISIM değişkenlerinin geçmiş değerlerinin, gelecekte de IHDEGISIM değerini etkileyebileceğini ortaya koymaktadır.

SONUÇLAR

Gelişmiş ülkelerde işlem hacmi ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri inceleyen çalışmalar hisse senedi fiyatları ve işlem hacmi arasında oluşan ilişkilerin piyasanın genel yapısı hakkında önemli bilgiler verdiğini ve bu iki değişkenin birbirini etkilediğini vurgulamaktadır. Bu çalışmada Türkiye’de 2002-2007 yılları arasında, İMKB Ulusal Tüm Endeksi’nin günlük kapanış fiyatları ve işlem hacmi verileri kullanılarak, hisse senetleri fiyatları ve işlem hacmi arasında dinamik ve nedensel bir ilişki olup olmadığı test edilmiştir.

Çalışmada uygulanan Granger nedensellik testi, Gündüz ve Hatemi-J’nin (2005) sonuçlarını doğrulayarak, Türkiye’de fiyat değişimlerinden işlem hacmi değişimlerine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Diğer taraftan VAR analizleri ile fiyatlar ve işlem hacmi değişimlerinin gecikmeli değerlerinin, işlem hacmi değişimlerini önemli ölçüde etkilediği ve işlem hacmi değişimlerinin, piyasada meydana gelecek muhtemel şoklardan etkilendiği ortaya konulmuştur.

Çalışma bulgularına göre Türkiye’de 2002-2007 dönemi için geçmişteki fiyat ve işlem hacmi verilerinin, gelecekteki işlem hacmini etkilemesi ve gelecekte de fiyatların işlem hacmini etkileyebilen bir politika aracı olarak kullanılabilmesi piyasanın etkin olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye’de fiyatlar kullanılmak suretiyle işlem hacmi tutarlarını tahmin edebilmek ve değiştirilebilmek mümkün olacaktır.

Bulunan dinamik ilişkiler asimetrik bilgi nedeniyle piyasa katılımcılarının yeni bilgilere aynı anda ulaşamadıklarını ve Copeland (1976) ve Jennings, Starks ve Fellingham’ın (1981) ardışık bilgi gelişi varsayımının geçerli olduğunu da doğrulamak-

tadır. Yatırımcılar piyasada oluşan fiyatlar hakkında yeterli bilgiye sahip değildir ve rasyonel hareket edememektedirler.

Bilanço makyajlaması, portföy düzenlenmesi ve yatırım stratejileri gibi vergi dışı etkenler mevcut iken (Lakonishok ve Smidt, 1989) ya da geçmişteki pozitif fiyatlardan etkilenen bilgisiz gürültücüler mevcut (DeLong vd., 1990) iken fiyatlar işlem hacmini pozitif olarak etkilemektedir. Ancak vergi dışı etkenler ya da gürültücüler (noise trader) modellerinin test edilmesi bu çalışmanın sınırlarını aşmaktadır ve ileriki çalışmalarda bu modellerin test edilmesi fiyatlar ve işlem hacmi arasında oluşan pozitif ilişkinin nedenlerinin ortaya konması açısından faydalı olacaktır.

EK Tablo : 4
VAR Sonuçları

	FIYATDEGISIM	IHDEGISIM
C	(0.098472)* 1.89003	(-0.249697) -0.31882
FIYATDEGISIM(-1)	(-0.036121) -1.31504	(2.556416)*** 6.19123
FIYATDEGISIM(-2)	(0.006117) 0.21970	(-0.365899) -0.87423
FIYATDEGISIM(-3)	(-0.007392) -0.26744	(0.469721) 1.13051
FIYATDEGISIM (-4)	-0.025511 (-0.93873)	(0.103967) 0.25449
IHDEGISIM(-1)	(0.004799)*** 2.66163	(-0.395115)*** -14.5775
IHDEGISIM(-2)	(0.001003) 0.51944	(-0.309848)*** -10.6779
IHDEGISIM(-3)	(0.00065) 0.34016	(-0.195326)*** -6.80121
IHDEGISIM(-4)	(-0.000247) -0.13806	(-0.182946)*** -6.79953
R ²	0.006325	0.164954

EK Tablo : 5
Varyans Ayrıştırması

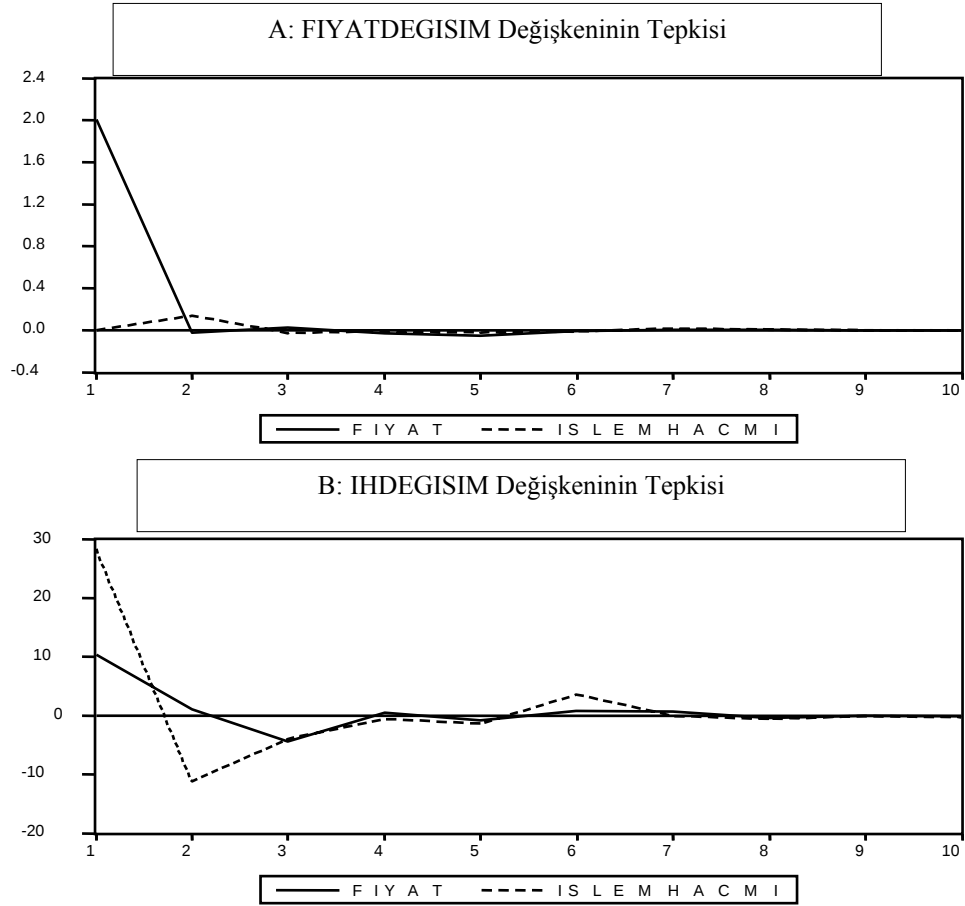
A: FIYATDEGISIM Değişkeninin Varyans Ayrıştırması:

Dönem	Standart Hata	FIYATDEGISIM	IHDEGISIM
1	2.005749	100	0
2	2.010473	99.54334	0.456664
3	2.010901	99.52097	0.479028
4	2.011141	99.51856	0.481443
5	2.011988	99.50698	0.493019
6	2.012018	99.50453	0.495467
7	2.012094	99.49726	0.502737
8	2.0121	99.49718	0.502825
9	2.0121	99.49717	0.502826
10	2.012101	99.49706	0.502942

B: IHDEGISIM Değişkeninin Varyans Ayrıştırması:

Dönem	Standart Hata	FIYATDEGISIM	IHDEGISIM
1	30.15125	11.84141	88.15859
2	32.17567	10.5003	89.4997
3	32.72285	11.97065	88.02935
4	32.73122	11.98112	88.01888
5	32.77337	12.00782	87.99218
6	32.97256	11.91317	88.08683
7	32.97969	11.94992	88.05008
8	32.98835	11.96118	88.03882
9	32.98872	11.96103	88.03897
10	32.99096	11.96065	88.03935

EK Şekil : 1
Etki-Tepki Analizi Grafikleri



KAYNAKÇA

- ANTONIEWICZ, Rochelle. (1992), "A Causal Relationship between Stock Returns and Volume", *Federal Reserve Board Working Paper*.
- BAŞÇI, E., ÖZYILDIRIM, S. and AYDOĞAN, K. (1996), "A Note on Price-Volume Dynamics in an Emerging Stock Market", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 20, No : 2, pp. 389-400.
- CLARK, Peter K. (1973), "A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variances For Speculative Prices", *Econometrica*, Vol. 41, No : 1, pp. 135-155.

- COPELAND, Thomas E. (1976), “A Model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival”, *Journal of Finance*, Vol. 31, No : 4, pp. 135-155.
- DELONG, J., SHLEIFER, A., SUMMERS, L. and WALDMANN, B. (1990), “Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation”, *Journal of Finance*, Vol. 45, No : 2, pp. 379-395.
- DICKEY, D. A. and FULLER, W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, No : 4, pp. 1057-1072.
- DIMITROVA, Desislava. (2005), “The Relationship Between Exchange Rates and Stock Prices: Studied in a Multivariate Model”, *Issues in Political Economy*, Vol. 14.
- ENGLE, R. F. and GRANGER, C. W. J. (1987), “Co-integration and Error-correction: Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, Vol. 55, No : 2, pp. 255-276.
- EPPS, T. and EPPS, M. (1976) “The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture of Distributions Hypothesis”, *Econometrica*, Vol. 44, No : 2, pp. 305-321.
- FAMA, Eugene F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *Journal of Finance*, Vol. 25, No : 2, pp. 383-417.
- GALLANT, A. R., ROSSI, P. E. and TAUCHEN, G. (1992), “Stock Prices and Volume”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 5, No : 2, pp. 199-242.
- GRANGER, C., and NEWBOLT, P. (1974), “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111–120.
- GÜNDÜZ, L. and HATEMI-J, A. (2005), “Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets”, *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 41, No : 1, pp. 29-44.
- HIEMSTRA, C. and JONES, J. D. (1994), “Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation”, *Journal of Finance*, Vol. 49, No : 5, pp. 1639-1664.
- İBRAHİM, Mansor H. (1999), “Macroeconomic Variables and Stock Prices in Malaysia: An Empirical Analysis”, *Asian Economic Journal*, Vol. 13, pp. 46-69.
- JAIN, P. and JOH, G. (1988), “The Dependence between Hourly Prices and Trading Volume”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 23, No. 3, pp. 269-283.
- JENNINGS, R., STARKS, L. and FELLINGHAM, J. (1981), “An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival”, *Journal of Finance*, Vol. 36, No. 1, pp. 143-161.
- KARPOFF, Jonathan M. (1987), “The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 22, No : 1, pp. 109-126.

- LAKONISHOK, J. and SMIDT, S. (1989), "Past Price Changes and Current Trading Volume", *The Journal of Portfolio Management*, Vol. 15, No : 4, pp. 18-24.
- MOOSSA, I.A. and AL-LOUGHANI, N. E. (1995), "Testing the Price-Volume Relation in Emerging Asian Stock Markets", *Journal of Asian Economics*, Vol. 6, No : 3, pp. 407-422.
- MUKHERJEE, T. K. and TUFTE, D. (2001), "Microeconomic Variables and Performance of The Indian Stock Market", *University of New Orleans Working Paper*.
- ÖZGEN, F. B. and GÜLOĞLU, B. (2004), "Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniği ile Analizi", *ODTÜ Gelişme Dergisi*, Cilt : 31, Sayı : 1, ss. 93-114.
- RASHID, Abdul. (2007), "Stock Prices and Trading Volume: An Assessment for Linear and Nonlinear Granger Causality", *Journal of Asian Economics*, Vol. 18, No : 4, pp. 595-612.
- ROGALSKI, Richard J. (1978), "The Dependence of Prices and Volume", *Review of Economics and Statistics*, Vol. 36, pp. 268-274.
- SAATÇIOĞLU, K. and STARKS, L. T. (1998), "The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America", *International Journal of Forecasting*, Vol. 14, No : 2, pp. 215-225.
- SILVAPULLE, P. and CHOI, J. (1999), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Korean Evidence", *The Quarterly Review of Economic and Finance*, Vol. 39, No : 1, pp. 59-76.
- SIMS, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, No : 1, pp. 1-48.
- SMIRLOCK, M. and STARKS, L. (1988), "An Empirical Analysis of Stock-Price Volume Relationship", *Journal of Banking and Finance*, Vol. 12, No : 1, pp. 31-41.
- SOENEN, L. and JOHANSON, R. (2001), "The Interrelationship between Macroeconomic Variables and Stock Prices: The Case of China", *Journal of Asia-Pacific Business*, Vol. 3, No : 2, pp. 67.
- YÖRÜK, N., ERDEM, C. and ERDEM, M. S.. (2006), "Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation: Turkish Banking Firms’ Evidence", *Applied Financial Economics Letters*, Vol. 2, No : 2, pp. 165-171.