

İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA İŞLEM HACMİ VE GETİRİ VOLATİLİTESİ

TRADE VOLUME AND RETURN VOLATILITY IN ISTANBUL STOCK EXCHANGE

Burcu KIRAN

İstanbul Üniversitesi

İktisat Fakültesi, Ekonometri Bölümü

kburcu@istanbul.edu.tr

ÖZET: Bu çalışmada, işlem hacmi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası bileşik endeks (İMKB-100) getiri volatilitesi arasındaki ilişki, 1990-2008 dönemleri için GARCH, EGARCH ve TGARCH modellerine işlem hacmi ve haftanın günleri etkileri ilave edilerek araştırılmaktadır. Bulgular, getiri volatilitesinde haftanın günleri ve kaldıraç etkisinin var olduğuna işaret etmektedir. GARCH ve TGARCH modellerin tahmin sonuçları, işlem hacminin getiri volatilitesi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğunu fakat pozitif olmadığını göstermektedir. Bu bulgular, İMKB'de "Ardışık Bilgi Akışı" ve "Karışık Dağılımlar" hipotezlerinin geçerliliğine aykırı kanıtlar sağlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: İşlem Hacmi ; Getiri Volatilitesi ; Haftanın Günleri Etkisi ; Koşullu Değişen Varyans Modelleri

JEL Sınıflaması: G12 ; C22

ABSTRACT: This paper examines the relationship between trade volume and Istanbul Stock Exchange composite index (ISE-100) return volatility for the period 1990-2008 by including the trade volume and the day of the week effect in to the GARCH, EGARCH and TGARCH models. The findings indicate the presence of the day of the week effect and leverage effect on return volatility. The estimation results of the GARCH and TGARCH models show that the effect of trade volume on return volatility is significant in the statistical sense but not positive. These findings provide strong evidence against the validity of Sequential Arrival Information and Mixed Distribution hypothesis in ISE.

Keywords: Trade Volume ; Return Volatility ; Day of the Week Effect ; Conditional Heteroskedasticity Models

JEL Classifications: G12 ; C22

Giriş

Hisse senedi getirileri üzerine yapılmış çalışmalarda çok büyük bir öneme sahip olan, fiyat ve fiyat volatilitesi üzerinde etkisi olduğu düşünülen işlem hacmi, bir piyasadaki yatırımcıların piyasaya gelen yeni haberlere kümülatif tepkisini yansıtmaktadır. Aynı zamanda işlem hacmi; piyasaya etki eden, gözlenemeyen bilgi akışını ölçen önemli bir göstergedir (Andersen, 1996; Lamoureux ve Lastrapes, 1990). Bu sebeplerden dolayı hisse senedi getirileri ve volatilitelerini yaratan süreçte kritik bir öneme sahip olmaktadır. İşlem hacmi sadece piyasa bilgileri üzerinde önemli bir rol oynamamakta aynı zamanda piyasadaki yatırımcıların beklentilerindeki değişimlerle ilgili bilgileri de yansıtmaktadır (Harris ve Raviv, 1993). Piyasaya artan şekilde bir bilgi akışı olduğunda, artan sayıda yatırımcı aynı anda işlem yapmakta ve yatırımcıların hisse senedi değeri üzerine etki eden haberleri yorumlama şekilleri de farklı olmaktadır. Yatırımcıların, piyasa değerine

yönelik beklentilerini işlem hacmi ve fiyatları içeren bilgilere dayanarak şekillendirmelerinin yanı sıra yatırım kararları aynı zamanda piyasa yapısı, bilgilerin kalite ve miktarı, yatırımcıların tecrübeleri, risk tercihleri ve stratejileri gibi bir çok faktöre de dayanmaktadır (Puri ve Philippatos, 2008). Karpoff (1987); fiyat ve işlem hacmi ilişkisinin önemini 4 sebeple açıklamıştır: 1) Fiyat ve hacim arasındaki bağ, finansal piyasaların yapısı hakkında bilgi vermektedir. Teorik olarak, düşük işlem hacmi, bir piyasanın akışkan olmayan bir yapıda olduğuna işaret etmektedir. Bu da yüksek fiyat volatilitelerini ifade eder. Diğer yandan, yüksek işlem hacmi piyasanın yüksek derecede akışkan olduğunu ifade eder ve ulaşılan sonuç düşük fiyat volatilitesidir. Genel olarak, hacimdeki artışla birlikte, komisyon geliri de artacağından piyasa düzenleyicileri karlılık için daha büyük fırsatlar elde etmektedirler. 2) Fiyat ve hacim arasındaki ilişki, fiyat ve işlem hacmi verilerini kullanan vaka çalışmalarında çıkarsamalar yapmak için önemlidir. 3) Fiyat - hacim ilişkisinin, spekülasyon fiyat hareketleri üzerine yapılan tartışmalarda kritik bir önemi vardır. 4) Söz konusu ilişki, vadeli işlemler piyasası hakkındaki araştırmalarda anlamlı bir etkiye sahiptir.

Çeşitli piyasalar için yapılmış birçok çalışmada, işlem hacmi ve fiyat volatilitesi arasında çok sıkı bir ilişki bulunmasına rağmen bu bağlantının niçin var olduğu pek açık değildir. Hiçbir teorik model, bu soruya açıklayıcı bir cevap sağlayamamaktadır. Literatürde, finansal piyasalarda bilgi akışı süreçlerini açıklamaya çalışan 2 önemli 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 hipoteze göre, fiyat değişimlerinin mutlak değerleri ve işlem hacmi arasında pozitif ve çift yönlü bir nedensellik ilişkisi mevcuttur. Söz konusu hipotez, herhangi bir zamanda piyasadaki tüm katılımcılara yayılmayan fakat tek bir katılımcıya ulaşan bilgiyi araştırmaktadır. McMillan ve Speight (2002), ardışık bilgi akışı hipotezinin dinamik bir ilişkiyi desteklediğini savunmaktadırlar. Bilgi akışına bağlı olarak, mutlak getirilerin gecikmeli değerleri bugünkü işlem hacmini öngörebilme yetisine sahip olabilmektedir. Önceki dönem işlem hacmi şimdiki mutlak getiriler hakkında bir bilgi sağlarken, geçmiş dönem mutlak getiriler de şimdiki işlem hacmi hakkında bilgi sağlamaktadır. Literatürde yer alan ikinci önemli hipotez, Clark (1973), Epps ve Epps (1976) ve Harris(1986) çalışmalarında bahsedilen Karışık Dağılımlar (mixed distribution) Hipotezidir. Bu hipoteze göre fiyatlar ve işlem hacmi pozitif korelasyonludur çünkü tek bir işlemdeki fiyat değişimlerinin varyansı, aynı işlemdeki hacime koşulludur. 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. Özetle; hem ardışık bilgi akışı hem de karışık dağılımlar hipotezleri işlem hacmi ve getiriler arasındaki ilişkinin pozitif ve eş zamanlı olduğunu desteklemektedirler.

Hisse senedi getirileri ve işlem hacmi arasındaki dinamik ilişki farklı yöntemler kullanan birçok çalışmaya konu olmuştur [Cornell, 1981; Grammatikos ve Saunders, 1986; Harris, 1983, 1984; Karpoff, 1987; Ying, 1966]. Literatürdeki birçok çalışma, Lamoureux ve Lastrapes (1990) çalışmasından hareketle, işlem hacmi ve piyasa getirileri arasındaki ilişkiyi Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri ile araştırmış ve işlem hacminin koşullu volatilité üzerinde pozitif etkileri olduğunu bulmuşlardır [Ahmed ve diğerleri, 2005; McKenzie ve Faff, 2003; Sharma ve diğerleri, 1996; Yüksel, 2002]. Lamoureux ve Lastrapes (1990)'a göre piyasaya bilgi ulaşma hızını ölçen, otokorelasyonlu bir karma değişken, getirilerdeki GARCH etkilerini açıklayabilmektedir. Açıklayıcı değişken olarak

otokorelasyonlu bir yapı sergilemesi gereken günlük işlem hacminin, koşullu değişen varyans modeline ilave edilmesi GARCH etkilerini bertaraf etmektedir.

Bu çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Ulusal 100 endeks getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki, GARCH modelinin yanı sıra asimetrik etkileri dikkate alan Üstel GARCH (EGARCH) ve Eşik değerli GARCH (TGARCH) modelleri de tahmin edilerek araştırılmıştır. Çalışmanın 2. ve 3. bölümlerinde kullanılan yöntem ve verilere, 4. bölümde uygulama sonucu ulaşılan bulgulara yer verilmektedir. Son bölümde ise elde edilen sonuçlar yorumlanmaktadır.

2. Ekonometrik Yöntem

Finansal piyasalarda volatilitenin tahmin edilebilir bir kavram olması dolayısıyla volatilitiyi modelleyen birçok yöntem ileri sürülmüştür. Bu yöntemlerden Bollerslev (1986) GARCH modeli en yaygın kullanılan modellerden biridir. Bu model sadece bir volatilité ölçütü değil, aynı zamanda volatilité üzerindeki şokların sürekliliğini gösteren bir araçtır (Ogum ve diğerleri, 2004). İMKB Ulusal 100 endeks getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi araştırarak bu çalışmada, işlem hacmi koşullu değişen varyans modelleri içine açıklayıcı değişken olarak ilave edilmiştir. İşlem hacmini açıklayıcı değişken olarak içeren GARCH(p,q) modeli aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir. Modelde (1) no'lu eşitlik ortalama denklemini, 2 no'lu eşitlik ise koşullu varyans denklemini göstermektedir.

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 R_{t-1} + e_t \quad (1)$$

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 e_{t-1}^2 + \beta_6 h_{t-1} + \beta_7 V_t \quad (2)$$

(1) numaralı denklemde yer alan R_t , ortalama günlük endeks getirisini; R_{t-1} , bir önceki günlük endeks getirisini, $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ ortalama denklemine ait parametreleri, e_t ise ortalaması sıfır ve değişen varyansa sahip hata terimlerini ifade etmektedir. (2) numara ile gösterilen koşullu varyans denkleminde h_t ; koşullu varyansı, h_{t-1} , koşullu varyansın bir önceki değerini, e_{t-1}^2 ise, hata terimlerinin bir önceki değerlerinin karesini, V_t ; işlem hacminin logaritmasını, $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6, \beta_7$ ise koşullu varyans denklemine ait parametreleri ifade etmektedir. Her iki denklemde de yer alan D_1, D_2, D_3, D_4 gölge değişkenleri ise sırasıyla Pazartesi, Salı, Perşembe ve Cuma günlerini temsil etmektedir. Söz konusu değişkenler, getirilerdeki haftanın günleri etkisini bertaraf etmek için modele ilave edilmiştir.

GARCH modelde, koşullu varyansın pozitifliğini sağlamak amacıyla parametrelere bazı kısıtlamalar getirilmektedir. Bir çok çalışmada başarılı sonuçlar vermesine rağmen GARCH model, volatilité üzerindeki şokların asimetrikliğini dikkate almamaktadır. Çalışmada aynı zamanda, Black (1976) tarafından ileri sürülmüş, olumsuz şokların volatilitiyi olumlu şoklara göre daha fazla arttırması olarak bilinen kaldıraç etkisi kavramından yola çıkarak, asimetrikliği dikkate alan, volatilité üzerindeki etkilerin farklı olduğunu savunan Nelson (1991) EGARCH ve Zakoian (1994) TGARCH modelleri de tahmin edilmiştir. Haftanın günlerini (D_1, D_2, D_3, D_4) ve logaritmik işlem hacmini (V_t) içeren EGARCH modeli aşağıdaki gibidir.

$$\ln h_t = \omega_0 + \omega_1 D_1 + \omega_2 D_2 + \omega_3 D_3 + \omega_4 D_4 + \omega_5 \ln h_{t-1} + \omega_6 V_t + \theta \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left| \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right| \quad (3)$$

Modelde koşullu varyans olarak ifade edilen h_t ; gecikmeli kalıntıların hem işaretine hem de büyüklüğüne bağlıdır ve aynı zamanda hem kendi geçmiş değerlerinin hem de geçmiş kalıntı karelerinin üstel bir fonksiyonudur. $\omega_0, \omega_1, \omega_2, \omega_3, \omega_4, \omega_5, \omega_6, \theta$ ve γ söz konusu modele ait parametrelerdir. θ parametresi 0'dan anlamlı şekilde farklı olduğunda, volatilité üzerindeki şokların etkisi asimetriktir. $\theta < 0$ olduğunda ise, kaldıraç etkisi söz konusudur. Modelde koşullu varyansın logaritmasının kullanılması dolayısıyla parametrelere herhangi bir kısıtlama getirilmemiştir. γ parametresi volatilité üzerindeki şokların etkisini ölçmektedir. ω_5 parametresi ise, t zamanındaki koşullu volatilité içinde önceki dönem koşullu volatilitenin ağırlığını ifade etmektedir. Bu parametrenin anlamsız olması volatilitéye etki eden şokların kısa dönemli olduğunun göstergesidir. Olumlu şokların

$$\left(\frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} > 0 \right)$$

volatilité üzerindeki etkisi $(\theta + \gamma)$, olumsuz şokların volatilité üzerindeki etkisi $(\theta - \gamma)$ şeklinde bulunmaktadır.

Zakoian(1994) ve Glosten, Jaganathan, Runkle (1993) tarafından ileri sürülen TGARCH (ya da GJR model) modelinin, haftanın günlerini (D_1, D_2, D_3, D_4) ve logaritmik işlem hacmini (V_t) içeren koşullu varyans denklemi aşağıda belirtilmektedir.

$$h_t = w_0 + w_1 D_1 + w_2 D_2 + w_3 D_3 + w_4 D_4 + w_5 h_{t-1} + w_6 V_t + \lambda e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 D_{t-1} \quad (4)$$

Modelde $D_t, e_t > 0$ durumunda 1, $e_t < 0$ durumunda 0 değerini alan bir gölge değişkendir. h_{t-1} ; koşullu varyansın bir önceki değeri, e_{t-1}^2 ise yukarıda belirtildiği gibi hata terimlerinin bir önceki değerlerinin karesidir. $w_0, w_1, w_2, w_3, w_4, w_5, w_6, \lambda$ ve γ koşullu varyans denkleminde ait parametreleri ifade etmektedir. $\gamma > 0$ olduğunda kaldıraç etkisi söz konusudur. Bu parametrenin 0'dan farklı olması volatilité üzerinde olumlu ve olumsuz şokların asimetrik etkiler yarattığını ifade etmektedir.

Yukarıda bahsi geçen koşullu değişen varyans modellerinin içine açıklayıcı değişken olarak ilave edilen işlem hacminde aranan özellikler; otokorelasyonlu ve durağan olmasıdır. İşlem hacmindeki otokorelasyon getirilerde değişen varyansa neden olurken, serinin durağan olmaması halinde işlem hacminin volatilité üzerindeki etkisi de yanıtıcı olacaktır. Aynı zamanda modellerde, işlem hacmine ait parametrenin pozitif ve anlamlı olması işlem hacminin getiriler üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu göstermektedir.

3. Veri

Çalışmada 03.01.1990 ve 17.07.2008 dönemlerini kapsayan (4612 gözlem) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'den elde edilmiş günlük İMKB Ulusal-100 endeksinin kapanış fiyatları ve günlük işlem hacmi (Bin TL) serileri kullanılmıştır. Endeks getirisini ifade eden R_t ;

$R_t = 100 * (\ln P_t - \ln P_{t-1})$ şeklinde hesaplanmıştır. Burada P_t ; İMKB-100 endeksinin t dönemindeki kapanış fiyatını, P_{t-1} ise söz konusu endeksin (t-1) dönemindeki kapanış fiyatını göstermektedir. Analize başlamadan önce işlem hacmi serisinin de logaritması alınmıştır. İMKB-100 endeks getirisi ve işlem hacmine ilişkin normallik testi sonuçları ve tanımlayıcı istatistikler Tablo 1'de yer almaktadır.

Tablo 1. İMKB-100 Endeks Getirisi ve İşlem Hacminin Tanımlayıcı İstatistikleri

	İMKB-100 Getirisi	İşlem Hacmi
Ortalama	0.0700	10.510
Std.Sapma	1.2605	3.3642
Basıklık	6.4179	2.0504
Çarpıklık	-0.0653	-0.6286
JB ist.	2248.3 (0.000)	476.98 (0.000)
Q (5)	40.014 (0.000)	22669 (0.000)
Q (15)	72.424 (0.000)	67321 (0.000)

* Q(.); L-Jung Box Q istatistiğini ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler olasılıklardır.

Tabloda, endeks getirisinin ortalama ve standart sapmasının sırasıyla 0.0700 ve 1.260 olduğu görülmektedir. Çarpıklık katsayısı da -0.0653 olduğundan normal dağılıma göre negatif çarpıktır (normal dağılım için 0 olduğu bilinmektedir). Bu da serinin simetrik olmadığını bir göstergesidir. Basıklık katsayısının 6.41 olması da serinin normal dağılıma uymadığını ifade etmektedir. Otokorelasyonun olup/olmadığı konusunda bilgi veren L-Jung Box Q(.) test istatistiğinin anlamlılığı, getiri serisinde anlamlı bir otokorelasyon olduğuna işaret etmektedir. Bu, ortalama denkleminde gecikmeli değerlerin ilave edilmesinin anlamlı olacağını göstermektedir. İlave olarak Jarque-Bera normallik test istatistiği de normallik hipotezini reddetmektedir. İşlem hacmi serisinin, ortalaması 10.510 ve standart sapması 3.3642'dir. Basıklık (2.0504) ve çarpıklık (-0.6286) katsayılarına bakıldığında, serinin normal dağılımdan farklı bir dağılıma sahip olduğu görülmektedir. Q(.) L-Jung Box test istatistiklerine bakıldığında da, işlem hacmi serisi için bir gereklilik olan otokorelasyonun var olduğu açıktır. JB istatistiği, seride normalliğin söz konusu olmadığına işaret etmektedir.

4. Ampirik Bulgular

Analize başlamadan önce, İMKB Ulusal 100 endeks getirisi ve işlem hacmi serilerinin durağanlık özelliklerinin araştırılması gerekmektedir. Bu noktada kullanılacak geleneksel birim kök testleri 3 önemli dezavantaja sahiptir. Bunlar şu şekilde sıralanabilir: i) Geleneksel birim kök test denklemlerinin otoregresif kökleri bire yakın fakat birden küçükse, testler düşük güce sahiptir. ii) Geleneksel birim kök testleri uygulanırken, serilerdeki hareketli ortalama yapısının negatif olması, diğer bir ifade ile hareketli ortalama köklerinin -1'e yaklaşması örneklem hacim çarpıklığına sebep olmaktadır. iii) Geleneksel birim kök testlerinin uygulanması sırasında seçilen gecikme uzunluğu örneklem hacim çarpıklığından etkileneceğinden, testin gücü azalmaktadır (Esteve ve L-lopis, 2005). Bu nedenle

çalışmada, ADF, PP birim kök testlerinin yanı sıra söz konusu problemleri gideren Ng-Perron(2001) birim kök testi¹ kullanılmış ve sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Panel A: ADF ve PP birim kök testleri				
Seriler	ADF	PP		
İMKB-100	-62.382 ^a	-62.546 ^a		
İşlem hacmi	-3.5017 ^b	-7.3416 ^a		
Panel B: Ng-Perron birim kök testi				
Seriler	MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
İMKB-100	-15.8819 ^c	-2.75602 ^c	0.17353 ^c	6.11856 ^c
İşlem hacmi	-16.2651 ^c	-2.75664 ^c	0.16948 ^c	6.18595 ^c
Kritik değerler *				
%1	-23.800	-3.42	0.143	4.03
%5	-17.300	-2.91	0.168	5.48
%10	-14.200	-2.62	0.185	6.67

^{a, b, c} sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini ifade etmektedir.

* Kritik değerler Ng-Perron (2001) çalışmasından alınmıştır. ADF, PP, Ng-Perron MZ_{α} ve MZ_t birim kök testlerinin hipotezleri aynı iken, MSB ve MPT birim kök testlerinin hipotezleri ayrıdır.

Tablo incelendiğinde, getiri ve işlem hacmi serilerinin düzeyden durağan oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. Elde edilen bu bulgu, işlem hacminin koşullu değişen varyans modellerinin içinde açıklayıcı değişken olarak kullanılabilmesi için gerekli olan otokorelasyonlu yapı özelliğinden sonra aranan ikinci önemli özellik olan durağanlık özelliğini de taşıdığını göstermektedir. Analizin bir sonraki aşaması, ekonometrik yöntem kısmında (1) numaralı denklemle ifade edilen ortalama denkleminin tahminidir. Daha önce de bahsedildiği gibi ortalama denklemine, günlük getirilerin haftanın günleri etkisinden etkilenebileceğinden hareketle, haftanın günlerini temsil eden 4 gölge değişken ilave edilmiştir. Model sonuçları Tablo 3'de görülmektedir.

Tablo 3. Günlük Getirilerin Ortalama Denklemi Tahmin Sonuçları

Ortalama Denklemi: $R_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_1 + \alpha_2 D_2 + \alpha_3 D_3 + \alpha_4 D_4 + \alpha_5 R_{t-1} + e_t$			
Parametre	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
α_0	0.0986 ^b	2.3998	0.0164
α_1	-0.1952 ^a	-3.3470	0.0008
α_2	-0.0980 ^c	-1.6860	0.0919
α_3	0.0364	0.6271	0.5306
α_4	0.0789	1.3526	0.1762
α_5	0.0857 ^a	5.8468	0.0000
Tanı testleri:			
LM(1): 0.6233 (0.4298)	ARCH-LM(1): 377.9023 (0.000)		
LM(5): 1.5563 (0.1689)	ARCH-LM(5): 129.1490 (0.000)		
LM(15): 2.6224 (0.0005)	ARCH-LM(15): 47.1904 (0.000)		
White: 42.0058 (0.0000)			

Not: Ortalama denkleminde görülen D_1 , D_2 , D_3 ve D_4 değişkenleri sırasıyla Pazartesi, Salı, Perşembe ve Cuma günlerini temsil etmektedir. ^{a, b, c} ; %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri, parantez içindeki değerler ise p-değerleridir.

¹ Ng-Perron birim kök testi, 4 farklı test istatistiği içermektedir. Bunlar; MZ_{α} , MSB , MZ_t ve MPT istatistikleridir. Buradaki önemli nokta; MSB ve MPT istatistik değerlerinin tablo değerinden küçük olduğu durumda durağanlık sonucuna ulaşıldığıdır.

Tablo incelendiğinde, günlük getirilerin Pazartesi ve Salı günleri istatistiksel olarak anlamlı ve negatif, bunun yanı sıra Perşembe ve Cuma günleri istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Modelde otokorelasyon ve değişen varyansın olup / olmadığının tespiti için, hata terimlerine Breush-Pagan LM ve White testleri uygulanmıştır. Farklı gecikmeler denenerak hesaplanan LM testi sonuçları 15. gecikme için otokorelasyona, White testi sonucu ise değişen varyansa işaret etmektedir. Otokorelasyon ve değişen varyansın bir arada bulunması ARCH etkisinin olabileceğini gösterdiğinden modele aynı zamanda ARCH-LM testi uygulanmıştır. 1. , 5. ve 15. gecikmeler için denenen test sonuçlarına göre modelde bir ARCH etkisi söz konusudur. Bu nedenle günlük getirilerin modellenmesinde koşullu değişen varyans modellerinin kullanılması daha uygun olacaktır. Buradan hareketle, analizin sonraki aşaması getiri volatilitesi için uygun modeller olduğu düşünülen GARCH(1,1) modeli ile volatilitede asimetrikliği ve kaldıraç etkisini de dikkate alan EGARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) modellerinin tahminidir². Otokorelasyonlu bir açıklayıcı değişkenin getirilerdeki GARCH etkilerini bertaraf ettiğine dikkat çeken Lamoureux ve Lastrapes (1990) çalışmasından hareketle koşullu değişen varyans modellerinin içine işlem hacmi değişkeni ilave edilmiştir. Söz konusu modeller aynı zamanda getiri volatilitesindeki günlük etkileri ifade eden ve yukarıda bahsedilen D_1, D_2, D_3, D_4 gölge değişkenlerini de kapsamaktadır. GARCH(1,1) modeli tahmin sonuçları Tablo 4'te, asimetrik etkileri dikkate alan EGARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) modelleri tahmin sonuçları ise Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 4. GARCH Modeli Tahmin Sonuçları

GARCH (1,1) Model: $h_t = \beta_0 + \beta_1 D_1 + \beta_2 D_2 + \beta_3 D_3 + \beta_4 D_4 + \beta_5 e_{t-1}^2 + \beta_6 h_{t-1} + \beta_7 V_t$			
Varyans Denklemi	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
β_0	0.0886	1.5269	0.1268
β_1	0.2330 ^a	2.8241	0.0047
β_2	-0.2110 ^b	-2.4908	0.0127
β_3	0.0543	0.5546	0.5792
β_4	-0.1552 ^c	-1.9276	0.0539
β_5	0.1209 ^a	9.9897	0.0000
β_6	0.8500 ^a	62.4121	0.0000
β_7	-0.0024 ^b	-2.0682	0.0386
ARCH-LM(5):	1.8434 (0.1009)	AIC: 3.0192	
ARCH-LM(15):	1.4267 (0.1251)	SC: 3.0402	

^{a, b, c} ; %1, %5 ve 10 anlamlılık düzeyleri, parantez içindeki değerler ise p-değerleridir.

Farklı p ve q değerleri için tahmin edilmiş GARCH(p,q) modelleri arasında parametreleri istatistiksel olarak anlamlı olan ve kısıtları sağlayan en uygun model olarak GARCH(1,1) modeli seçilmiştir. Bu bulgu, literatürde hisse senedi getiri volatilitisini modellemede en uygun modelin GARCH(1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşan çalışmalar ile paraleldir [Baklavacı ve Kasman, 2006; Floros ve Vougas, 2007; Lamoureux ve Lastrapes, 1990; Rahman ve diğerleri, 2002; Worthington ve Higgs, 2003]. Bu çalışmalardan Floros ve Vougas (2007), Lamoureux ve Lastrapes (1990), Rahman ve diğerleri (2002) çalışmaları birçok iktisadi zaman serisini modellemede en uygun model olarak seçilmesi ve cimrilik prensibine uyması dolayısıyla özellikle

² Söz konusu modeller farklı gecikmeler için de denenmiş ancak anlamlı sonuçlar elde edilmediğinden yer verilmemiştir.

GARCH(1,1) model spesifikasyonuna yönelmişlerdir. Baklavacı ve Kasman (2006), Worthington ve Higgs (2003) çalışmaları ise getiri volatilitésinin modellenmesinde, veriye uyan farklı GARCH(p,q) modelleri tahmin etmişler ve model seçim kriterlerine göre en uygun modelin GARCH(1,1) olduğunu bulmuşlardır.

Tablo 4 incelendiğinde GARCH(1,1) modelinin β_5 ve β_6 parametrelerinin pozitif olma kısıtını sağladığı ve bu parametrelerin anlamlı olduğu görülmektedir. Modelde yer alan haftanın günlerine ait parametrelere bakıldığında İMKB-100 endeks getiri volatilitésinin Pazartesi, Salı ve Cuma günleri için istatistiksel olarak anlamlı, Perşembe günü için ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı zamanda endeks getiri volatilitesi Salı ve Cuma günleri için negatif, Pazartesi günü için ise pozitifdir. Çalışmanın asıl amacına uygun olarak modele ilave edilmiş, işlem hacmi değişkenine ait parametre ise istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Fakat parametre değerinin negatif olması beklentimizin gerçekleşmediğini göstermektedir. Buna göre, işlem hacminin getiri volatilitesi üzerindeki etkisinin pozitif olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Modele 5 ve 15. gecikmeler için uygulanmış ARCH-LM test sonuçları, ARCH etkisinin ortadan kalktığına işaret etmektedir.

Tablo 5. EGARCH ve TGARCH Modelleri Tahmin Sonuçları

EGARCH(1,1) Model: $\ln h_t = \omega_0 + \omega_1 D_1 + \omega_2 D_2 + \omega_3 D_3 + \omega_4 D_4 + \omega_5 \ln h_{t-1} + \omega_6 V_t + \theta \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} + \gamma \left \frac{e_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}} \right $			
Varyans Denklemi	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
ω_0	-0.1574 ^a	-3.6101	0.0003
ω_1	0.4810 ^a	7.9423	0.0000
ω_2	-0.4085 ^a	-5.7816	0.0000
ω_3	0.0706	1.0100	0.3125
ω_4	-0.1995 ^a	-2.9440	0.0032
ω_5	0.9710 ^a	241.362	0.0000
ω_6	-0.0008	1.3089	0.1905
θ	-0.0148 ^b	-2.3436	0.0191
γ	0.2392 ^a	19.8495	0.0000
ARCH-LM(5): 4.5655 (0.0004)		AIC: 3.0445	
ARCH-LM(15): 2.4815 (0.0012)		SC: 3.0655	
TGARCH(1,1) Model: $h_t = w_0 + w_1 D_1 + w_2 D_2 + w_3 D_3 + w_4 D_4 + w_5 h_{t-1} + w_6 V_t + \lambda e_{t-1}^2 + \gamma e_{t-1}^2 D_{t-1}$			
Varyans Denklemi	Katsayı	t-istatistiği	Olasılık değeri
w_0	0.0984 ^c	1.6768	0.0938
w_1	0.2361 ^a	2.8568	0.0043
w_2	-0.2151 ^b	-2.5211	0.0117
w_3	0.0582	0.5940	0.5524
w_4	-0.1630 ^b	-2.0325	0.0421
w_5	0.8428 ^a	59.577	0.0000
w_6	-0.0028 ^b	-2.2749	0.0229
λ	0.1039 ^a	7.7884	0.0000
γ	0.0438 ^b	2.5139	0.0119
ARCH-LM(5): 1.6206 (0.1509)		AIC: 3.0182	
ARCH-LM(15): 1.3048 (0.1895)		SC: 3.0405	

^{a,b,c} ; %1, %5 ve 10 anlamlılık düzeyleri, parantez içindeki değerler ise p-değerleridir.

GARCH modelinin volatiliteye etki eden şokların etkilerinin aynı olduğunu, diğer bir ifade ile simetrik olduğunu varsayması ve kısıtlarının bulunması dolayısıyla ilave olarak tahmin edilen EGARCH (1,1) modelinin sonuçları incelendiğinde getiri volatilitésinin Pazartesi, Salı ve Cuma günleri için %1 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. GARCH modelde olduğu gibi, EGARCH modelde de getiri volatilitési Salı ve Cuma günleri için negatif, Pazartesi günü için pozitifdir bulunmuştur. θ parametresinin anlamlı olması getiri volatilitésine etki eden şokların etkilerinin asimetrik olduğunu, negatif olması ise kaldıraç etkisinin varlığını, olumsuz şokların volatilitéyi olumlu şoklara göre daha fazla arttırdığını ifade etmektedir. Burada işlem hacmine ait parametrenin (ω_6) anlamsız olması, işlem hacminin getiri volatilitésini üzerindeki etkisinin anlamlı olmadığını göstermektedir. Modelde dikkati çeken bir diğer husus ise, ARCH etkisinin ortadan kalkmamış olmasıdır. Bu sonuç, EGARCH(1,1) modelinin getiri volatilitésindeki ARCH etkisini modellemede başarısız olduğunu göstermektedir.

Tablo 5'te sunulan TGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçları da, getiri volatilitésinin Pazartesi, Salı ve Cuma günleri için istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir. Model incelendiğinde, getiri volatilitésinin diğer modelleri destekler nitelikte Salı ve Cuma günleri için negatif, Pazartesi günü için pozitif olduğu görülmüştür. Modelde yer alan γ parametresinin %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olması volatilité üzerindeki şokların asimetrik etkileri olduğuna, parametre değerinin pozitif (0.0438) olması ise kaldıraç etkisinin varlığına işarettir. Modelin açıklayıcı değişkeni olan işlem hacmine ait parametrenin (w_6) istatistiksel olarak anlamlı buna rağmen negatif (-0.0028) bulunması diğer modellerde olduğu gibi işlem hacminin getiri volatilitésini üzerindeki etkisinin pozitif olmadığını göstergesidir. Modele farklı gecikmeler için uygulanan ARCH-LM testi sonuçlarına göre ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmüştür.

Özetle, işlem hacmi ile İMKB-100 endeks getirisi arasındaki ilişkiyi açıklamak amacıyla tahmin edilen ve otokorelasyonlu bir yapıya sahip olan işlem hacmi değişkenini açıklayıcı değişken olarak içeren GARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) modelleri sonuçlarına göre getirilerdeki ARCH etkisinin ortadan kalktığı görülmektedir. İşlem hacmi değişkenine ait parametrenin anlamlı olması fakat beklendiği gibi pozitif işaretli olmaması, modellere ilave edilen söz konusu değişkenin getiri volatilitésini üzerindeki etkisinin pozitif olmadığını bir göstergesidir³. Elde edilen bu sonuç, bilgi akışı süreçlerini açıklayan ve işlem hacmi ile getiriler arasındaki ilişkinin pozitif olduğunu ileri süren Ardışık bilgi akışı ve Karışık dağılımlar hipotezlerini desteklememektedir. Bunun sebebi, İMKB'nin bilgi akışının kusursuz olduğu bir iktisadi sistem olmaması dolayısıyla İMKB'de işlem yapan yatırımcı kararlarının rasyonel olmayıp dış faktörlerden de etkilenmesi ve yatırımların genellikle kısa vadeli ve spekülâtif hareketlerde bulunması olabilmektedir. Yatırımcıların kendi sahip oldukları bilgilere göre işlem yapmayıp, başkalarının işlemlerini taklit etmeleriyle ortaya çıkan sürü psikolojisine bağlı olarak hareket etmeleri, piyasaya ilişkin bilgilere gerekenden az veya fazla tepki göstermeleri ve söylentilere göre hareket etmeleri gibi psikolojik faktörler nedeniyle fiyatlarda meydana gelebilecek bir fark beraberinde yeni yatırımcıları da harekete geçirmektedir. Sürü ile birlikte hareket etmek için anlık kararlar verme davranışı

³ GARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve TGARCH(1,1) modelleri aynı zamanda işlem hacmi değişkeni model dışında bırakılarak da tahmin edilmiş fakat sonuçların anlamlı şekilde değişmediği görülmüştür.

yatırım olmayıp sadece işlem yapmayı ifade ettiğinden genellikle düşük getirilerle sonuçlanmaktadır. Bu sebeplerden dolayı fiyatların çok farklı noktalara ulaşması ve ardından sert düşüşler yaşanması piyasayı olumsuz etkileyebilmektedir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, İMKB-100 endeks getirisi ile işlem hacmi arasındaki ilişki Lamoureux ve Lastrapes (1990) çalışmasından hareketle koşullu değişen varyans modellerine işlem hacmi değişkeninin açıklayıcı değişken olarak ilave edilmesi yoluyla araştırılmaktadır. İşlem hacminin otokorelasyonlu bir yapıda ve durağan olması gerektiğinden öncelikle İMKB-100 endeks getirisi ve işlem hacmi serilerinin tanımlayıcı istatistikleri ve durağanlık özellikleri incelenmiştir. L-Jung Box Q istatistiklerine göre, beklendiği gibi işlem hacmi serisinin otokorelasyonlu olduğu; ADF, PP ve Ng-Perron birim kök testlerine göre ise düzeyden durağan olduğu bulunmuştur. Söz konusu özellikler getiri serisi için de geçerlidir. Analizin bir sonraki aşaması, borsada haftanın günleri etkisi olabileceği düşünülerek, bu etkiyi temsil eden gölge değişkenlerle ortalama denkleminin tahminidir. Elde edilen bulgulara göre, getirilerde haftanın günleri etkisi mevcuttur. Modelde otokorelasyon ve değişen varyansa rastlanması getirilerde ARCH etkisini işaret ettiğinden modele aynı zamanda ARCH-LM testi uygulanmış ve ARCH etkisinin olduğu görülmüştür. Buna bağlı olarak getiri volatilitésinin tahmini için haftanın günleri etkilerini ve işlem hacmi değişkenini içeren GARCH, EGARCH ve TGARCH modelleri tahmin edilmiştir. Bu modellerden elde edilen sonuçlara göre getiri volatilitésinde de haftanın günleri etkisi mevcuttur. Aynı zamanda asimetric etkileri dikkate alan EGARCH ve TGARCH modelleri getiri volatilitésinde asimetri ve kaldıraç etkilerinin olduğunu göstermiştir. Modellere ilave edilen işlem hacmi değişkenine ait parametrenin GARCH ve TGARCH modelleri için anlamlı fakat negatif olması, işlem hacmi ile getiriler arasında pozitif ilişki olduğunu ifade eden Ardışık bilgi akışı ve Karışık dağılımlar hipotezleri ile çelişmektedir. Bu sonuç, İMKB'de işlem yapan yatırımcıların sürü psikolojisine bağlı olarak hareket etmeleri, piyasaya giren bilgilere tepki göstermeleri, piyasa bilgilerine göre değil de söylentilere göre hareket etmeleri gibi psikolojik faktörlerin yanı sıra yatırım kararlarının genellikle spekülative amaçlara dayanmasından kaynaklanabilmektedir.

Referanslar

- AHMED, H.J.A., HASSAN, A., 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. ss.
- ANDERSEN, T.G. (1996). Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. *Journal of Finance*, 51, 169-204. ss.
- BAKLAVACI, H., KASMAN, A. (2006). An empirical analysis of trading volume and return volatility relationship in the Turkish Stock Market. *Ege Academic Review*, 6, 115-125. ss.
- BLACK, F. (1976). Studies of stock price volatility changes. *Proceedings of the 1976 meetings of the American Statistical Association. Business and Economics Statistics Section*. Washington, DC: American Statistical Association, 177-181. ss.
- BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-328. ss.
- CLARK, P. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, 91, 135-156. ss.
- COPELAND, T. (1976). A model of asset trading under the assumption of sequential information arrival. *The Journal of Finance*, 31, 1149-1168. ss.
- CORNELL, B. (1981). The relationship between volume and price variability in futures markets. *The Journal of Futures Markets*, 1, 303-316. ss.

- EPPS, W., EPPS, M. (1976). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the mixture of distribution hypothesis. *Econometrica*. 44, 305-321. ss.
- ESTEVE, V., L-LOPIS, J.S. (2005). Estimating the substitutability between private and public consumption: The case of Spain, 1960-2003. *Applied Economics*. 37, 2327-2334. ss.
- FLOROS, C., VOUGAS, D.V. (2007). Trading volume and returns relationship in Greek stock index futures market: GARCH vs. GMM. *International Research Journal of Finance and Economics*. 12, 98-115. ss.
- GLOSTEN, L.R., JAGANNATHAN, R., RUNKLE, D.E. (1993). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks. *Journal of Finance*. 48, 1779-1801. ss.
- GRAMMATIKOS, T., SAUNDERS, A. (1986). Future price variability: A test of maturity and volume effect. *Journal of Business*. 59, 319-330. ss.
- HARRIS, L. (1983). The joint distribution of speculative prices and of daily trading volume. *Working Paper*. 34-84, Los Angeles: University of Southern California, Department of Finance and Business Economics.
- HARRIS, L. (1984). Transactions data tests of the mixture of distributions hypothesis. *Working Paper*. 31-84, Los Angeles: University of Southern California, Department of Finance and Business Economics.
- HARRIS, L. (1986). A transaction data study of weekly and intraday patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*. 16, 99-117. ss.
- HARRIS, M., RAVIV, A. (1993). Differences of opinion make a horse race. *Review of Financial Studies*. 6, 479-506. ss.
- JENNINGS, R.H., STARKS, L.T., FELLINGHAM, J.C. (1981). An equilibrium model of asset trading with sequential information arrival. *Journal of Finance*. 36, 143-161. ss.
- KARPOFF, J.M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 22, 109-126. ss.
- LAMOUREUX, C.G., LASTRAPES, W.D. (1990). Heteroskedasticity in stock return data: Volume versus GARCH effects. *Journal of Finance*. 45, 221-229. ss.
- MCKENZIE, M.D., FAFF, R.W. (2003). The determinants of conditional autocorrelation in stock returns. *The Journal of Financial Research*. 26, 259-274. ss.
- MCMILLAN, D., SPEIGHT, A. (2002). Return-volume dynamics in UK futures. *Applied Financial Economics*. 12, 707-713. ss.
- NELSON, D.B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*. 59, 347-370. ss.
- NG, S., PERRON, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*. 69, 1519-1554. ss.
- PURI, T.N., PHILIPPATOS, G.C. (2008). Asymmetric volume-return relation and concentrated trading in LIFFE futures. *European Financial Management*. 14, 528-563. ss.
- RAHMAN, S., LEE, C.F., ANG, K.P. (2002). Intraday return volatility process: Evidence from NASDAQ stocks. *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 19, 155-180.
- SHARMA, J.L., MOUGOUE, M., KAMATH, R. (1996). Heteroskedasticity in stock market indicator return data: Volume versus GARCH effects. *Applied Financial Economics*. 6, 337-342. ss.
- OGUM, G., BEER, F., NOUYRIGAT, G. (2004). An empirical analysis of Kenyan daily returns using EGARCH models. *Frontiers in Finance and Economics*. 1, 101-115. ss.
- WORTHINGTON, A.C., HIGGS, H. (2003). Modelling the intraday return volatility process in the Australian equity market: An examination of the role of information arrival in S&P/ASX 50 stocks. *Working Paper*. 150, School of Economics and Finance, Queensland University of Technology.
- YING, C.C. (1966). Stock market prices and volumes of sales. *Econometrica*. 34, 676-685. ss.
- YÜKSEL, A. (2002). The performance of the Istanbul Stock Exchange during the Russian crisis. *Emerging Markets Finance and Trade*. 38, 78-99. ss.
- ZAKOIAN, J.M. (1994). Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamic and Control*. 18, 931-955. ss.