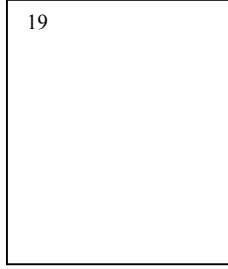
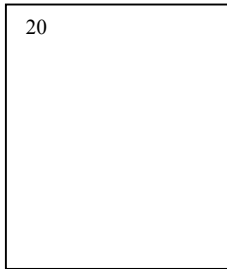


Yrd. Doç. Dr. Melek
Acar Boyacıoğlu



Dr. Burcu
Güvenek



Dr. Volkan Alptekin

Getiri Volatilitisi İle İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB'de Ampirik Bir Çalışma

Yrd. Doç. Dr. Melek ACAR BOYACIOĞLU

Dr. Burcu GÜVENEK

Dr. Volkan ALPTEKİN

Selçuk Üniversitesi, İİBF.

Özet

Bu çalışmada, 1997- 2009 dönemi aylık veriler kullanılarak İMKB Ulusal 100 Endeksinin getiri volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişki incelenmiştir. Çalışmada öncelikle volatilitenin varlığı ARCH testi ile ortaya konmuş, daha sonra volatilitiyi modellemek üzere genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelinden yararlanılmıştır. Getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla yapısal olmayan VAR yöntemi uygulanmıştır. Ayrıca çift taraflı ilişkiyi tespit edebilmek üzere Granger nedensellik testi de yapılmıştır. Kurulan VAR modeli ile değişkenler arasında uzun dönemli, işlem hacminden volatiliteye doğru negatif yönlü ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca çalışma bulguları, getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasında iki yönlü Granger nedensellik ilişkisini ortaya koymuştur. Bu bulgular, İMKB'de Ardışık Bilgi Akışı ve Karışık Dağılımlar Hipotezlerinin geçerli olmadığına işaret etmektedir.

Anahtar Sözcükler: Volatilité, işlem hacmi, ARCH, GARCH, VAR, Granger Nedensellik Testi, İMKB.

JEL Sınıflandırması: G12, C22.

Abstract (The Relationship between Return Volatility and Trading Volume: An Empirical Study in the ISE)

In this study, the relation between return volatility and trading volume in the ISE National 100 Index was examined by making use of monthly data in the period between 1997 and 2009. First of all the existence of volatility was proven with ARCH test, and then generalized autoregressive conditional heteroscedasticity (GARCH) model was used to model volatility. To examine the relation between return volatility and trading volume, unstructured VAR method was applied. Moreover, Granger causality test was used to determine bilateral relation. With the VAR model, it was concluded that there is a long-term, negative relation from trading volume to volatility. Besides, the findings of the study also revealed bilateral Granger causality relation between return volatility and trading volume. These findings indicate that Sequential Arrival Information and Mixed Distribution Hypothesis are not valid for the ISE.

Key Words: Volatility, Trading Volume, ARCH, GARCH, VAR, Granger Causality Test, ISE.

JEL Classification: G12, C22.

1. Giriş

Hisse senedinin fiyatı ve getiri volatiliitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişki, finans alanında gerek akademisyenler gerekse uygulamacıların ilgisini çeken konularından biri olup, bu ilişkinin varlığı ve yönünü belirlemeye yönelik son yıllarda çok sayıda ampirik çalışma yapılmıştır. İşlem hacmi ve hisse senedi getirileri sermaye piyasasındaki işlemlere ilişkin iki önemli göstergedir ve hisse senetleri ile ilgili bilgiler içerir. İşlem hacmi, yeni bilgilerin piyasaya girmesiyle finansal varlıkların fiyatlamasında önemli bir rol oynamakta, aynı zamanda yatırımcıların beklentilerindeki değişiklikleri de yansıtmaktadır (Léon, 2007, s. 176).

Karpoff (1987), hisse senedi fiyatı ile işlem hacim ilişkisinin önemini vurgulayan dört temel neden göstermiştir. Bunlardan birincisi; fiyat-hacim ilişkisi finansal piyasaların yapısı hakkında fikir vermektedir. Literatürdeki çalışmaların tamamı, piyasada bilgi akışının nasıl işlediği ve fiyatların bilgiye nasıl tepki verdiği hususları üzerinde yoğunlaşmaktadır. Fiyat ve hacim arasındaki ilişki, bilginin finansal piyasalarda nasıl dağıldığı ile ilgili farklı teorilerin birbirinden ayrılmasına yardım etmektedir. İkincisi; fiyat-hacim ilişkisi bu konudaki vaka çalışmaları açısından önemlidir. Fiyat ve hacim değişimlerinin birbirlerini etkileme gücü tanımlanabildiğinde, bu ilişkiye yönelik öngörülerin gerçekleşme olasılığını artıracaktır. Üçüncü neden; spekülâtif fiyatların dağılım özelliği, fiyat süreci varyansındaki değişimlerin ölçülmesinde kullanılan bir unsurdur. Fiyat hacim ilişkisinin bilinmesi durumunda, varyans değişimleri ve volatilitate tahminleri daha fazla anlam kazanmaktadır. Dördüncüsü ise; fiyat hacim ilişkisi vadeli işlem piyasalar üzerine yapılan araştırmalar için de önemli veriler

sağlamaktadır. Hisse senedi fiyatının değişkenliği, vadeli işlem sözleşmelerindeki işlem hacmini etkilemektedir. Ayrıca fiyat-hacim ilişkisi, yatırım kararlarının alınmasında gizli ve kamuya açık bilginin önemini de açığa çıkartmaktadır.

Hisse senedi getirilerinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan iki hipotez bulunmaktadır: Ardışık Bilgi Akışı (Sequential Arrival of Information Model) ve Karışık Dağılımlar Hipotezi (Mixture of Distribution Model). Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi, ilk kez Copeland (1976) tarafından ileri sürülmüş, daha sonra Jennings, Starks, v.d. (1981) tarafından geliştirilmiştir. Bu modele göre, fiyat ve hacim değişimleri arasında çift yönlü pozitif dinamik nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Piyasaya yeni gelen bilgi, bütün piyasa katılımcılarına aynı anda dağılmamaktadır. Nihai bilgi dengesi, ancak orta düzeyde bir ardışıklık ve geçiş dengesinden sonra oluşur. Bu nedenle, ardışık bilgi alışı hipotezine göre gecikmeli mutlak getirilerin bugünkü işlem hacmini tahmin edebilme gücü vardır veya tersi durum da söz konusudur.

Karışık Dağılımlar Hipotezine göre (Clark, 1973; Epps ve Epps, 1976; Tauchen ve Pitts, 1983; Harris 1986; Lamoureux ve Lastrapes, 1990; Andersen 1996), fiyat değişimi ve işlem hacmi arasındaki ilişki karışık dağılımdan kaynaklanmaktadır. Bu hipotez, varlık fiyatları ile işlem hacmi arasında eşzamanlı pozitif ilişkinin varlığını göstermektedir. Çünkü tek bir işlemdeki fiyat değişiminin varyansı, bu işlemin hacmine bağlıdır. Bu nedenle, fiyat değişimi ve işlem hacmi arasındaki ilişki, fiyat ve hacmin her ikisinin birlikte piyasaya giren bilgi akışının oranı olarak adlandırılan temel bir değişkene bağlı olmasından kaynaklanmaktadır. Bu da, piya-

saya yeni bilgi girdiğinde fiyat ve hacim aynı anda değiştiği anlamına gelmektedir.

Bu iki hipoteze ek olarak, getiri ile işlem hacmi arasındaki nedensellik ilişkisini açıklayan Delong, Shleifer, v.d. (1990) tarafından geliştirilmiş olan Gürültücü İşlemciler Hipotezi (Noise-Trader Model) de bulunmaktadır. Bu hipoteze göre gürültücü işlemcilerin faaliyetleri temel analize dayalı değildir. Bunlar kısa dönemde hisse senetlerinin hatalı fiyatlandırılmasına neden olurlar. Bu hipotezdeki getiri ile işlem hacmi arasındaki pozitif nedensellik ilişkisi, geçmiş fiyat hareketlerine göre işlem yapan gürültücü işlemcilerin pozitif feedback işlem stratejisi ile tutarlıdır.

Bu çalışma ile İMKB 100 Endeksinin getiri volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmaktadır. Çalışmada öncelikle volatilitenin varlığı ARCH testi ile ortaya konmuş, daha sonra volatilitiyi modellemek üzere genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelinden yararlanılmıştır. Getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemek üzere yapısal olmayan VAR yönteminden ve ayrıca çift taraflı ilişkiyi tespit edebilmek amacıyla da Granger nedensellik testinden yararlanılmıştır.

2. VERİ VE EKONOMETRİK YÖNTEM

Çalışmada kullanılan İMKB 100 Endeksi kapanış fiyatları ve işlem hacmi değişkenlerine ait veriler, 1997-2009 tarihleri arasında aylık frekansta TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden sağlanmıştır. Endeks getiri serileri aşağıdaki gibi hesaplanmıştır:

$$r_t = \ln\left(\frac{y_t}{y_{t-1}}\right) \quad (1)$$

(y_t – endeks değeri)

Değişkenlere ilişkin olarak ilk yapılan işlem doğal logaritmalarının alınmasıdır. Literatürde finansal verilerle yapılan çalışmalarda seride olası üstel büyüme ve aykırı gözlemlerin etkilerini minimize etmek amacıyla verinin doğal logaritmasının alınması konusunda bir görüş birliği bulunmaktadır (Franses ve McAleer, 1998, s. 654).

Finansal değişkenlere ait zaman serilerinin incelenmesinde gerekli aşamalardan biri de, serinin mevsimsel bir etkinin altında olup olmadığının araştırılmasıdır. Özellikle bu tür serilerdeki mevsimsel hareketler, içsel değişkenlerin de etkisiyle karmaşık bir süreç doğurmaktadır (Hylleberg, 1992, s. 4). Bu anlamda çalışmada değişkenlerin mevsimsel sınaması yapılmış ve işlem hacmi değişkenine ait serinin mevsimsel etkinin altında olduğu kabulünden hareketle, söz konusu değişken Census X12 Yöntemi ile mevsimsel olarak düzeltilmiştir. Serinin otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde, seride otokorelasyon sorunu ile karşılaşıldığından durağanlık varsayımının gerçekleşmediği ve serinin birim kök içerdiği sonucuna varılmıştır.

Bir değişkene ait zaman serisinin istatistiksel veya ekonometrik analizi yapılmadan önce, serinin zaman içinde sabit olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu da literatürde durağanlık kavramı ile açıklanmaktadır. Durağan bir serinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman bağılı olarak değişmeden sabit bir değer almaktadır. Durağan olmayan serilerin açıklayıcı istatistikleri taraflı sonuçlar verebilirken, bu verilerle kurulabilecek bir regresyon da yanıltıcı etkiler doğurabilir. Sahte regresyon olarak tanımlanabilen bu durumun en önemli belirtisi yüksek bir R^2 değerine karşılık Durbin-Watson Test

istatistiğinin daha küçük çıkmasıdır (Darnell, 1994, s. 3778-379).

Herhangi bir zaman serisinin durağanlık varsayımını gerçekleyebilmesi için özellikle son dönemlerde geliştirilen yöntemlerden sıkça faydalanılmaktadır. Birim kök kavramı da bu gelişmelerin en önemli adımlarından birisidir. Bu çalışmada durağanlık hipotezi, ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) test edilmiştir.

Değişkenlere ilişkin durağanlık varsayımının sağlandıktan sonra getirinin volatiliteye sahip olup olmadığına yönelik olarak ARCH LM testi yapılmıştır. Bazı durumlarda finansal değişkenlere ait serinin zaman içinde durağan bir yapı göstermesine karşın, varyansının sabit olmadığı durumlar söz konusu olabilmektedir. Bu nedenle değişkenlere ait serilerde zaman itibariyle volatiliteye rastlanmaktadır. Volatilitenin tespiti için öncelikle serinin ARCH etkisinin altında olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. ARCH yapısının gözlemlendiği serilerde hata terimleri korelasyonlu değildir. Ancak varyans geçmiş değerlere bağlıdır. Bu nedenle ARCH etkisinden kaynaklanan anlamlı Durbin-Watson istatistikleri elde edilmektedir. Ancak daha yüksek mertebeden otoregresif yapılarla daha iyi çalışılan *Lagrange Çarpanı (LM)* Testinin kullanılması daha uygun olmaktadır.

LM testinde aşağıdaki hipotez sınamaktadır;

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 \quad (2)$$

Hipotezin kabul edildiği durumda otokorelasyon olmadığına hükmedilmektedir.

Engle (1983) tarafından ileri sürüldüğü gibi, hata terimlerinin karesi, sabit ve geçmiş değerleri ile regresyona tabi tutul-

duğunda; (2) no'lu denklemdeki eşitliğinden hareketle; (3) no'lu denklemdeki hipotezinin sınanması gerekmektedir. Hipotezin kabul edilmesi ARCH etkisinin olmadığı anlamına gelmektedir.

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{e}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \hat{e}_{t-p}^2 \quad (3)$$

$$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0 \quad (4)$$

Çalışmada volatilitenin varlığı ARCH testi ile ortaya koyulduktan sonra, sıra bu volatilitiyi en iyi şekilde modellemeye gelmiştir. Bunun için de genelleştirilmiş otoregresif şartlı değişen varyans (GARCH) modelinden yararlanılmaktadır. GARCH modeli En Çok Benzerlik Yöntemi ile tahmin edilmektedir. Model şu şekilde tahmin edilmektedir:

$$E_t | \Psi_{t-1} \approx N(0, h_t), \quad (5)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i}$$

$$h_t = z_t' w$$

Logaritmik en çok benzerlik fonksiyonunu t gözlem için elde ederken aşağıdaki eşitliklere ulaşılır:

$$L_T(\theta) = \sum_{t=1}^T l_t(\theta), \quad (6)$$

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2} \log h_t - \frac{1}{2} e_t^2 h_t^{-1}$$

B(1) < 1 koşulu duranlığı sağlayacaktır. Ortalama parametresine göre denklemin diferansiyeli alınırsa,

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2 \sum_{j=1}^q \alpha_j x_{t-j} e_{t-j} + \sum_{j=1}^p \beta_j \frac{\partial h_{t-j}}{\partial b} \quad (7)$$

Denklemden 6'da elde edilen eşitlik, ardışık kısmın ilave edildiği ARCH (q) modeli haline dönüşecektir. Bir ARMA modelinde GARCH yapısının varlığını araştırmak için Lagrange Çarpanı (LM)

istatistiğine başvurulur. Koşullu varyans eşitliğinde,

$$h_t = z_t w = z_{1t} w_1 + z_{2t} w_2 \quad (8)$$

$H_0 = w_2 = 0$ hipotezi, *GARCH* parametresinin gecikme sayısı ile belirlenen serbestlik derecesi eşliğinde x^2 testi yardımıyla incelenmektedir. Burada birinci regresyon eşitliğinin En Küçük Kareler (EKK) ile çözümlenmesi neticesinde elde edilen determinasyon katsayısı gözlem sayısı ile çarpıldığında elde edilen değer, kritik tablo değerini aşarsa, *GARCH* yapısının varlığına karar verilmektedir (Bollerslev, 1986).

GARCH Modellerinin ortaya konmasını takip eden dönemde birinci ve daha yüksek momentlerdeki doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılıkların modellenmesi için *GJR-GARCH*, *EGARCH*, *PARCH*, *IGARCH* ve *GARCH-M* gibi türleri geliştirilmiştir. Bu modellerden çalışmamızda kullanılan *IGARCH* Modeli de (Integrated Geberalized Autoregressive Conditional Heterokedasticity/ Bütünleşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) *ARMA* modellerinde durağanlığın koşullu otoregresif polinomun kökleri ile değerlendirildiği noktasını temel almaktadır. Böyle bir durumda denklemde yer alan tüm *Ar* ve *MA* kökleri birim çemberin dışında kalmalıdır. Birim çember üzerine düşen köklerin olması durumunda ise model durağan olmayan *ARIMA* modeli olmaktadır.

Volatilité en uygun şekilde modellenmekten sonra, oluşturulan volatilité serisinin işlem hacmi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla yapısal olmayan *VAR* yönteminden yararlanılmıştır. *VAR* modelindeki temel amaç, sadece değişkenler arasındaki tek yönlü ilişkiyi tespit etmek

değil, aynı zamanda değişkenler arasındaki ileri ve geri bağlantıyı da ortaya çıkarmaktır (Kearney ve Monadjemi, 1990, s. 197- 217).

X ve *Z* gibi herhangi iki değişkenden oluşan basit bir *VAR* modelini şu şekilde göstermek mümkündür;

$$x_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12i} z_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (9)$$

$$z_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21i} x_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22i} z_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (10)$$

Burada a_{i0} sabit terim ve $a_{ij,k}$ i 'inci denklemdeki j 'inci değişkenin k gecikmesine ait parametre, ε_{it} , rassal hata terimi ve gecikme sayısını ifade etmektedir. Modelde eşitliklerin sağ tarafında yer alan değişkenlerin birbiri ile aynı olduğuna dikkat edilmelidir. Sabit terim değişkenlerin sıfırdan farklı ortalamalara sahip olması durumunda modele dahil edilmektedir. *VAR* modelini matrisleri aşağıda verilmiştir:

$$\begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-i} \\ z_{t-i} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (11)$$

veya,

$$y_t = c + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Yukarıdaki örnek model yalnızca iki değişken içeren bir *VAR* modeline işaret etmektedir. Bununla birlikte bir *VAR* modeli daha genel olarak k sayıda değişken için denklem 12'de ki gibi ifade edilebilmektedir.

$$y_t = c + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (13)$$

VAR modeli, gecikme sayısı p dikkate alınarak p 'inci dereceden *VAR* modeli olarak adlandırılır ve *VAR(p)* olarak gösterilir. Modelde içsel ve dışsal ayrımı yapılmaksızın bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir. Bunun sonucu, araştırmacıla-

rın değişkenlerden hangilerinin içsel, hangilerinin dışsal olduğu konusunda karar vermelerine gerek kalmamaktadır (Davidson ve Mackinnon, 1993, s. 685). Bu durum modele önemli bir kolaylık getirmektedir.

Kointegrasyon, uzun dönemde ekonomik notasyonlarda değişkenler arasındaki ilişkiyi kavramsal olarak ifade eden bir istatistik modeldir. Johansen (1991) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilmiş olan Johansen metodu aşağıda denklem 13'deki VAR(p) ile gösterilmektedir.

$$\Delta Z_t = \pi Z_{t-1} + \Pi_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Pi_{p-1} \Delta Z_{t-p+1} + \mu + \nu D_t + u_t \quad (14)$$

Bu modelde, μ sabit vektör, D merkezi mevsimsel değişkenler matrisi, Z $N \times 1$ 'lik değişkenler vektörü, Π_1, \dots, Π_{p-1} $N \times N$ 'lik bilinmeyen parametreler matrisi, π katsayıların uzun dönem matrisi ve u_t ise çok değişkenli dağılımlı dönemleri ifade etmektedir.

Modeldeki içsel ve dışsal değişkenlerin belirlenmesinde nedenselliğin önemi büyüktür. Nedensellik testi ile değişkenlerin içsellik ve dışsallık ayrımının yapılması, ekonometrik çalışmalar için model belir-

leme aşamasına ışık tutmaktadır. İki zaman serisi arasındaki nedenselliğin ilk tanımı Wiener (1956) tarafından yapılmıştır. Söz konusu tanımı, Granger (1969) genişletilmiş ve bu katkı "Granger nedensellik sınaması" olarak adlandırılmıştır. Granger, operasyonel nedensellik tanımına dayanarak yeterince yüksek dereceli iki değişkenli otoregresif bir sürecin tahmini yardımıyla, nedenselliğin test edilebilir hale gelmesini sağlamıştır.

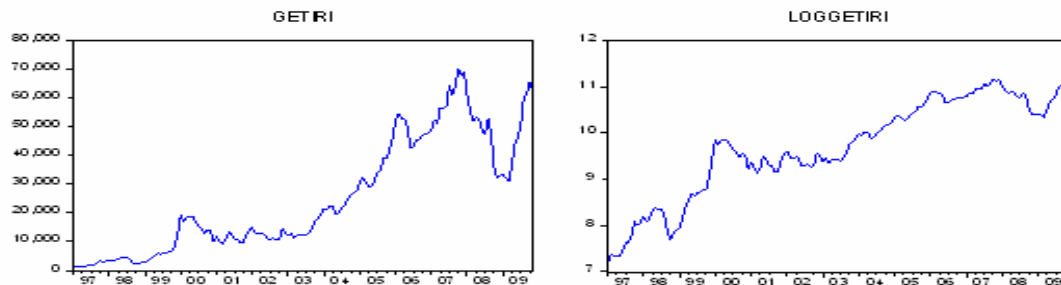
Böylece X 'in Y 'ye veya Y 'nin X 'e neden olup olmadığı hipotezi test edilebilir hale gelmiştir (Işığışok, 1994: 92). Değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisi nedensellik testleri yardımı ile yapılmaktadır. Buna göre, Granger nedensellik testi aşağıdaki denklemler vasıtasıyla test edilir (Granger ve Newbold, 1974, 221-222).

$$\begin{aligned} Y_t &= a_0 + \sum_{i=1}^m a_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m b_i X_{t-i} + u_i \\ X_t &= c_0 + \sum_{i=1}^m c_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^m d_i Y_{t-i} + u_i \end{aligned} \quad (15)$$

Burada a, b, c ve d gecikme katsayılarını, m bütün değişkenler için ortak gecikme derecesini ve u ise modellerdeki hata terimlerini göstermektedir.

3. Araştırma Bulguları

Grafik 1. Getiri ve Doğal Logaritması Alınmış Getiri Serilerinin Zaman Yolu Grafikleri

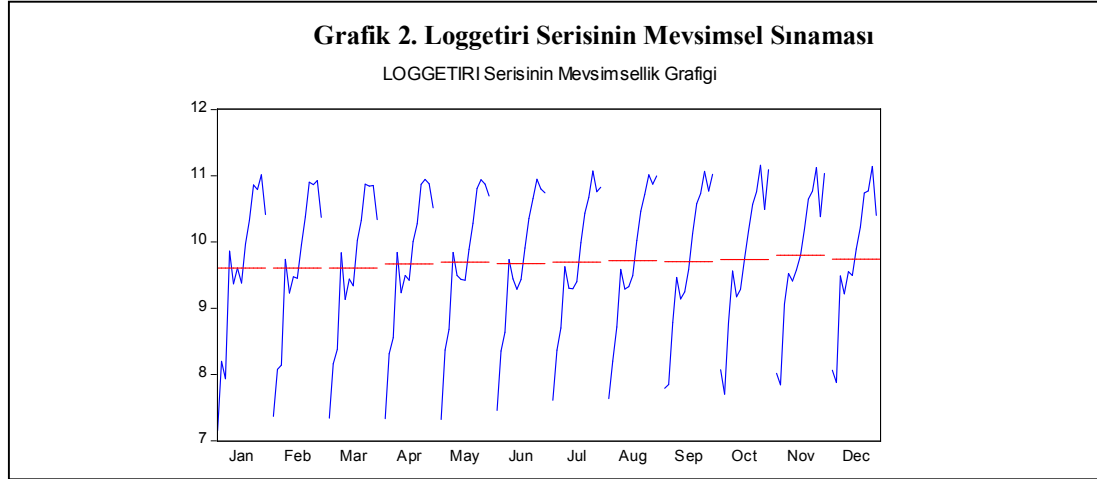


İMKB 100 Endeksinden elde edilen getiri serisinde çok ciddi bir trend etkisinin olduğu Grafik 1'den gözlenmektedir. Bu

nedenle, serinin doğal logaritması alınarak sapmalardan korunması amaçlanmıştır.

Serinin logaritmasının alınması Grafik 1'den de görülebileceği üzere seriyi seviye haline göre sapmalara karşı daha korunaklı hale getirmiştir. Bu aşamadan sonra

loggetiri serisi ile çalışmaya devam edilmiştir. Kullanılan verilerin aylık olması serinin mevsimsel açıdan sınanmasını gerekli kılmaktadır.



Tablo 1. Loggetiri Serisi Birim Kök Analizi

ADF	ADF Test İst.	Mac Kinnon Kritik Değerleri			Olasılık Değeri
	-2.621313	% 1	% 5	% 10	
		-4.019151	-3.439461	-3.144113	0.2716
ADF (-1)	ADF Test İst.	Mac Kinnon Kritik Değerleri			Olasılık Değeri
	-9.283175	% 1	% 5	% 10	
		-3.473382	-2.880336	-2.576871	0.0000
PP	PP Test İst.	Kritik Değerler			Olasılık Değeri
	-2.710435	% 1	% 5	% 10	
		-4.018748	-3.439267	-3.143999	0.2340
PP (-1)	PP Test İst.	Kritik Değerler			Olasılık Değeri
	-9.293347	% 1	% 5	% 10	
		-3.473382	-2.880336	-2.576871	0.0000
KPSS	KPSS Test İst.	Asimptotik Kritik Değerler			
		LM İst.			
	0.159839	% 1	% 5	% 10	
		0.216000	0.146000	0.119000	
KPSS (-1)	KPSS Test İst.	Asimptotik Kritik Değerler			
		LM İst.			
	0.166837	% 1	% 5	% 10	
		0.739000	0.463000	0.347000	

Grafik 2'den seride mevsimsel bir etkinin varlığının söz konusu olmadığı gözlenmektedir. Mevsimsel açıdan bir etkinin altında olmayan serinin otokorelasyon fonksiyonunun incelenmesi yapılacak analizin tutarlılığı açısından yerinde olacaktır.

Ek 1'deki grafiğe bakıldığında serinin ciddi bir şekilde otokorelasyon etkisi altında olduğu görülmektedir. Bu da serinin birim kök içermesi ihtimalini kuvvetlendiren bir durumdur. Bu aşamada seriye ilişkin birim kök analizlerini raporlamak gerekmektedir.

Tablo 1'de görüldüğü üzere ADF, Philips- Peron ve KPSS birim kök test sonuçlarının tümü loggetiri serisinin birinci dereceden durağan olduğunu raporlamaktadır.

Birim kökün birinci dereceden farkı alınarak giderilmesinin ardından, EK 2'deki grafikten de görülebileceği üzere otokorelasyon fonksiyonu düzelmiştir. Bu aşamadan sonra loggetiri serisi için en uygun ARIMA modeli bulunarak oynaklığa geçilmiştir.

Tablo 2. Loggetiri Serisi İçin Kurulan ARIMA Modeli

Değişken	Katsayı	St. Hata	t-İstatistiği	Prob.
C	0.025198	0.012105	2.081662	0.0390
MA(1)	0.363545	0.75453	4.818146	0.0000

Modele göre kurulan en uygun ARIMA modeli ar (0) MA (1); ARIMA (0,1,1) olarak belirlenmiştir. Buna göre modelde hiç AR kökü bulunmazken, 1 tane MA kökü bulunmaktadır. Kurulan modelin istikrarlı olup olmadığını test edebilmek için otokorelasyon fonksiyonuna bakmak yerinde olacaktır. Çünkü model yalnızca MA kökü içerdiği için birim çember analizine gerek duyulmamaktadır. Ek 3'deki grafikten de görülebileceği üzere modelde otokorelasyon sorunu kalmamıştır.

Loggetiri serisi için kurulan en uygun ARIMA (0,1,1) modelinden sonra, ARCH LM testi yardımıyla loggetiri serisinin volatiliteye sahip olup olmadığı incelenmiştir. ARCH LM testi yaparken kullanılan hipotezler aşağıdadır:

H_0 = ARCH etkisi yoktur.

H_1 = ARCH etkisi vardır.

Tablo 3. ARCH LM Test (1,4,8,12)

F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ.(1,78)	Ki-Kare Olasılık Değ. (1)
32.53486	27.12200	0.0000	0.0000
F-ist	R-Kare	F Testi OlasılıkDeğ.F(4,72)	K i-Kare Olasılık Değ.(4)
7.846211	26.69009	0.0000	0.0000
F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ .F(8,64)	K i-Kare Olasılık Değ (8)
3.956147	27.39877	0.0003	0.0006
F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ .F(12,56)	K i-Kare Olasılık Değ (12)
3.821171	37.23835	0.0001	0.0002

Tablo 3'te verilen ARCH – LM testi sonuçlarına göre olasılık ve Ki-Kare değerleri tüm anlamlılık düzeylerinde kritik değerlerden küçük olduğu için H_0 hipotezi reddedilerek, hatalarda ARCH etkisinin

olduğu kabul edilmektedir. ARCH LM testi ile volatilitenin varlığı ampirik olarak kanıtlanmıştır. Bu aşamada volatilitiyi en iyi şekilde modellemek gerekmektedir.

Tablo 4. Serinin Volatilitesinin IGARCH (2,1) ile Modellenmesi

Değişken	Katsayı	St. Hata	t-İstatistiği	Prob.
C	0.024355	0.008383	2.905222	0.0037
MA(1)	0.384023	0.072622	5.287946	0.0000

Serinin en uygun şekilde modellenmesi amacıyla farklı GARCH modeller (GARCH, EGARCH vb) ile tahmin edilmiş ve en uygun modelin IGARCH (2,1) olduğu tespit edilmiştir. IGARCH (2,1) ile modellenen serinin test sonuçları Tablo

4'te görülebilmektedir. Serinin modellenmesinden sonra tekrar ARCH LM testi yapılarak volatilitenin serinin yapısında hala var olup olmadığı incelenmek durumundadır.

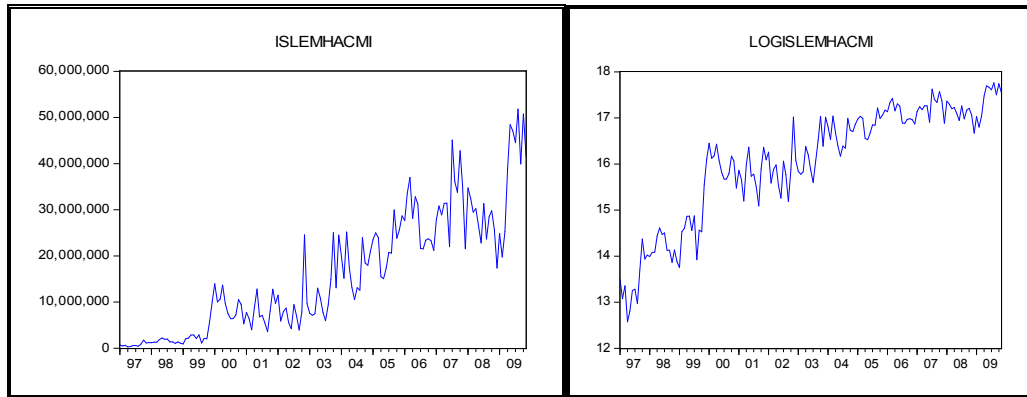
Tablo 5. ARCH LM Test (1,4,8,12)

F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ.(1,78)	Ki-Kare Olasılık Değ. (1)
0.911136	0.917666	0.3413	0.3381
F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ .F(4,72)	K i-Kare Olasılık Değ.(4)
0.848691	3.431485	0.4966	0.4884
F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ .F(8,64)	K i-Kare Olasılık Değ (8)
0.465691	3.865161	0.8785	0.8691
F-ist	R-Kare	F Testi Olasılık Değ .F(12,56)	K i-Kare Olasılık Değ (12)
0.519969	6.551532	0.8987	0.8858

Tablolardan da görülebileceği üzere IGARCH (2,1) modellenen volatilitenin tekrar ARCH LM testine tabi tutulmuş, volatilitenin etkisinin olmadığına hükmeden yokluk hipotezi reddedilememiştir. Araştırma

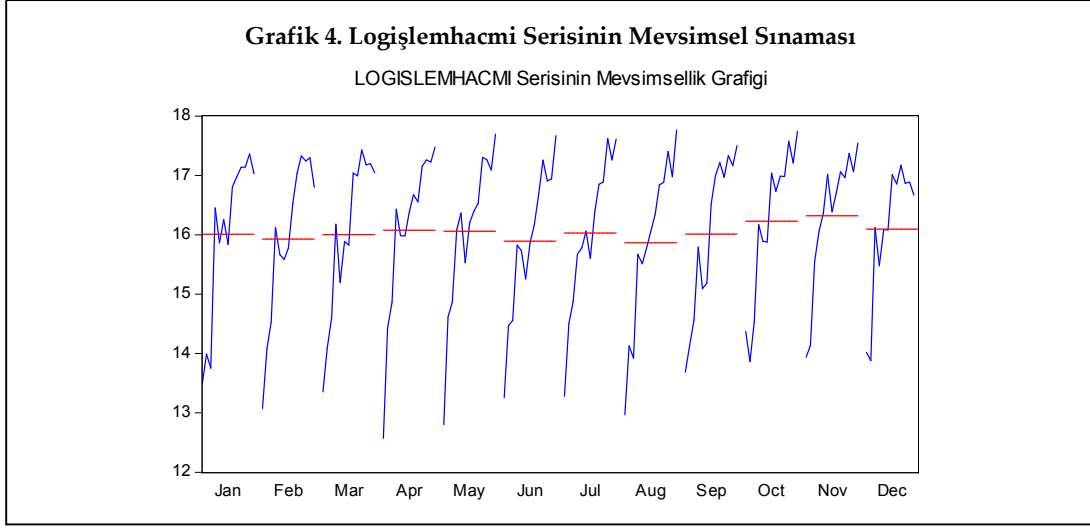
bulgularının buraya kadar olan kısmı, getirinin volatilitenin modellenmesine ilişkin ilk bölümdür. İkincin bölümünde, işlem hacmi serisi gerekli düzeltmelere tabi tutularak analize dahil edilecektir.

Grafik 3. İşlem Hacmi ve Doğal Logaritması Alınmış İşlem Hacmi Serisinin Zaman Yolu Grafiği



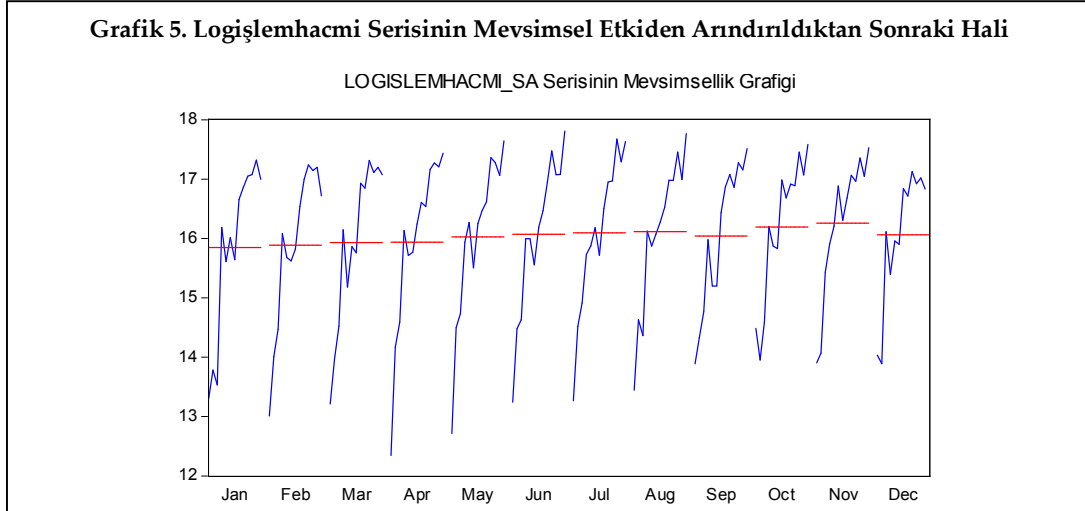
Grafik 3'de işlem hacmi serisinde trend etkisi göze çarpmaktadır. Yukarıda bahsedilen nedenlerden ötürü işlem hacmi serisinin de doğal logaritması ile çalışmak yerinde olacaktır.

Ek 4'deki grafikten de görülebileceği üzere seride çok ciddi otokorelasyon etkisi göze çarpmaktadır. Aylık verilerle çalışıldığı için burada da mevsimsel sınamanın yapılması zorunlu olmaktadır.



Grafik 4'de serideki mevsimsel etki gözlemlenebilmektedir. Bu söz konusu etkinin giderilmesi için Census X12 yön-

temi kullanılmış ve etki aşağıda Grafik 5'de görülebileceği üzere giderilmiştir.



Ek 5'den de görülebileceği üzere serinin ciddi bir şekilde otokorelasyon etkisi altındadır.

Bu durum da serinin birim kök içerdiği varsayımını kuvvetlendirmektedir.

Tablo 6. Logişlemhacmi Serisi Birim Kök Analizi

ADF	ADF Test İst.	Mac Kinnon Kritik Değerleri			Olasılık Değeri
	-4.208269	% 1	% 5	% 10	
		-4.018748	-3.439267	-3.143999	0.0055
PP	PP Test İst.	Kritik Değerler			Olasılık Değeri
	-3.828604	% 1	% 5	% 10	
		-4.018748	-3.439267	-3.143999	0.0176
PP (-1)	PP Test İst.	Kritik Değerler			Olasılık Değeri
	-18.63374	% 1	% 5	% 10	
		-3.473382	-2.880336	-2.576871	0.0000
KPSS	KPSS Test İst.	Asimptotik Kritik Değerler			
		LM İst.			
	0.266952	% 1	% 5	% 10	
		0.216000	0.146000	0.119000	
KPSS (-1)	KPSS Test İst.	Asimptotik Kritik Değerler			
		LM İst.			
	0.150677	% 1	% 5	% 10	
		0.739000	0.463000	0.347000	

Birim kök testi sonuçlarına göre ADF testi seriyi düzeyde durağan, PP % 5 ve % 10 anlam düzeyinde seviyede durağan, %1 anlam seviyesinde birinci farkta durağan olarak raporlamıştır. KPSS testleri ise serinin birinci derecede durağan olduğunu raporlamaktadır. Bu açıdan çalışmada

logişlemhacmi serisi seviyede durağan olarak kabul edilmiştir.

İşlem hacmi ve getiri için oluşturulan serilerin ikisinin de aynı dereceden durağan olması kointegrasyon analizinin yapılmasına imkan tanımaktadır. Bu açıdan ilk olarak VAR gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir.

Tablo 7. VAR Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	292.4422	NA	6.41e-05	-3.978661	-3.937790	-3.962054
1	517.3683	440.6086	3.11e-06	-7.005045	-6.882431*	-6.955224
2	526.7838	18.18608	2.89e-06	-7.079230	-6.874873	-6.996195
3	537.1436	19.72630*	2.65e-06*	-7.166351*	-6.880252	-7.050103*
4	540.8754	7.003464	2.66e-06	-7.162677	-6.794835	-7.013214
5	541.3167	0.816059	2.79e-06	-7.113927	-6.664343	-6.931251
6	546.4647	9.379174	2.75e-06	-7.129653	-6.598326	-6.913763
7	550.2189	6.736980	2.76e-06	-7.126286	-6.513216	-6.877181
8	550.3709	0.268736	2.91e-06	-7.073574	-6.378762	-6.791256

Tablo 7'de Schwarz 1 gecikmeyi, Hannan Quinn, Akaike, Final Prediction

Error ve LR bilgi kriterleri ise 3 gecikmeyi raporladığından, çalışmada gecikme sayısı

3 olarak belirlenmiştir. 3 gecikmeye göre oluşturulan modelin istikrarlı bir yapıda olup olmadığını test etmek amacıyla Ek 6, 7 ve 8'deki istatistik ve diagnostik testlerden yararlanmak mümkündür. Söz konusu testler de kurulan modelin istikrarlı olduğu sonucunu doğrulamaktadır.

Modelde yer alan değişkenlerin aynı derecede durağan olduğu ön bilgisi, özellikle uzun dönem ilişkilerin tespitine imkan tanıyan kointegrasyon analizine imkan vermektedir.

Tablo 8. λ_{Trace} İstatistiği Test Sonuçları

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	Özdeğer	Trace İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
$r = 0$	$r \geq 1$	0.099404	27.33635	25.32	30.45
$r \leq 1$	$r = 2$	0.074613	11.63156	12.25	16.26

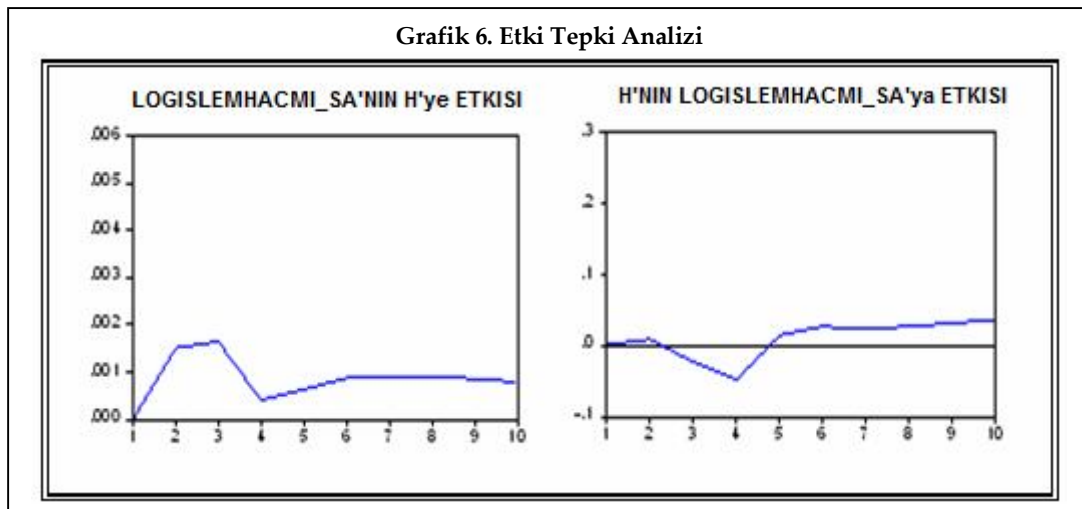
Tablo 9. λ_{Max} İstatistiği Test Sonuçları

Sıfır Hipotezi	Alternatif Hipotez	Özdeğer	Max. Özdeğer İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Olasılık Değeri
$r = 0$	$r \geq 1$	0.099404	15.70479	18.96	23.65
$r \leq 1$	$r = 2$	0.074613	11.63156	12.25	16.26

Kointegrasyon analizi sonuçlarından da görülebileceği üzere % 5 önem düzeyinde iz istatistiği 1, maksimum özdeğer istatistiği ise tüm önem düzeylerinde eşbütünlük vektör raporlamamaktadır. Bu durumda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olmadığı yönündeki sıfır hipotezi iz istatistiğine göre reddedilmektedir. Özdeğer istatistiklerine göre %

5 önem düzeyinde eşbütünlük vektör bulunmamaktadır. Bu da hata düzeltme mekanizmasının yapılmasını gerekli kılmaktadır. Söz konusu hata düzeltme modeli Ek 9'da yer almaktadır. Buradan iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı ve bu ilişkinin işlem hacminden volatilité serisine doğru ve negatif yönlü olduğu sonucu çıkarılmaktadır.

Grafik 6. Etki Tepki Analizi



VAR modelinin tahmininden sonra modelde yer alan katsayıları anlamlı bir şekilde yorumlayabilmenin güçlüğü, ikinci bir adım olarak denklem sistemine verilecek şoklar karşısında değişkenlerin tepkilerin ölçülmesine imkan tanıyan Etki – Tepki analizinin sınanmasını zorunlu kılmaktadır.

Grafik 6'ya göre kısa dönemde işlem hacmindeki bir birimlik şoka volatilité serisinin verdiđi tepki ilk bir ay artış şeklinde görülürken, sonraki bir aylık dönemde etki durađanlık kazanmış ve 3. aydan itibaren azalışa geçmiştir. 4. aydan sonra ise bu etki aza da olsa artış göstererek sabit seyrini korumuştur. Volatilité serisinde meydana gelen bir standart sapmalılık şok, işlem hacminde ilk ay etkinin yönünü çok az da olsa pozitif, bu aydan sonraki iki aylık zaman diliminde ise negatif olarak değiştirmiştir. Daha sonraki dönemde ise etki sabit seyretmektedir.

Literatürde yaygın olan görüş, getirinin volatilité ise işlem hacmi arsında pozitif

ilişkinin olduđu yönündedir. Ancak, gelişmekte olan piyasaların çoğunda bu iki deđişken arasında negatif ilişkinin varlığından bahsedilmektedir (Girard ve Rita, 2007). Çünkü gerçekten gelişmekte olan piyasalarda bilginin dağılımı asimetriktir ve ancak iyi bilgilenmiş işlemci pozisyona girmektedir. Gelişmekte olan bir ülke olarak Türkiye hisse senedi piyasası üzerine yapılan diđer çalışmalarla (Baklacı ve Kasman 2006; Okan, Olgun, v.d. 2009; Kıran 2010) bu çalışmanın bulguları paralellik göstermektedir. Getiri volatilitesi ile işlem hacmi arasında pozitif ilişkinin bulunmaması, İMKB'de Ardışık Bilgi Akışı ve Karışık Dağılımlar Hipotezlerinin geçerli olmadığına işaret etmektedir.

Getirinin oynaklığının işlem hacmi üzerindeki kısa dönemli etkilerinin incelendiđi bir başka analiz olan Granger Nedensellik testi de, söz konusu ilişkiyi sınamada önemli bir aşamayı oluşturmaktadır.

Tablo 10. Granger Nedensellik Testi

Bağımlı Deđişken: D(ISLEMHACMI_SA)	Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık Deđeri
D(H)	13.46158	3	0.0037
All	13.46158	3	0.0037
Bağımlı Deđişken: D(H)	Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık Deđeri
D(ISLEMHACMI_SA)	10.85641	3	0.0125
All	10.85641	3	0.0125

Granger nedensellik sınaması tüm önem düzeylerinde getirinin volatilitésinden işlem hacmine dođru, % 5 ve % 10 önem düzeyinde ise işlem hacminden getirinin volatilitésine dođru bir Granger nedensellik ilişkisini raporlamaktadır. Bu

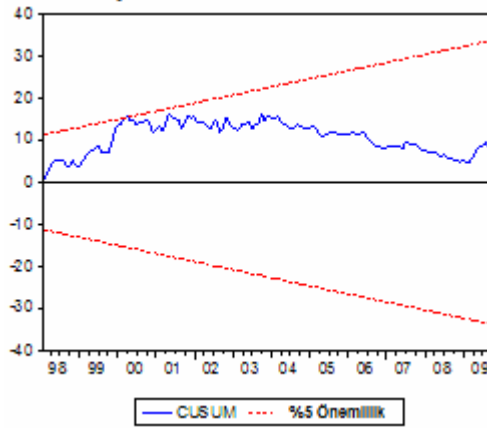
sonuç, Brooks (1998), Moosa ve Al-Loughani (1995), Silvapulle ve Choi (1999) ve De Medeiros ve Van Doornik (2006)'in çalışmalarındaki bulguları desteklemektedir. Karışık Dağılımlar Hipotezi, getirinin volatilitesi ile işlem hacmi arasında

nedensellik ilişkisinin olmadığını, Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi ise bu iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğunu kabul eder. Ancak her ikisinde de eşzamanlı pozitif ilişkinin varlığı söz konusudur. Bu nedenle, İMKB’de Ardışık Bilgi Akışı ve Karışık Dağılımlar Hipotezleri geçerli değildir.

Son olarak, getirinin volatilitesi ve işlem hacmi değişkenlerine ilişkin yapısal kırılmanın varlığını araştırmak üzere birikimli toplam (CUSUM) grafiklerinden yararlanılmıştır.

% 5 anlamlılık düzeyinde güven aralıklarının içinde seyreden birikimli toplam serisi, modelde yapısal bir sorunun olmadığına da işaret etmektedir.

Grafik 7. Birikimli Toplam Sınaması



5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de 1997- 2009 yılları arasında, İMKB Ulusal 100 Endeksi’nin kapanış fiyatları ve işlem hacmi verileri kullanılarak, işlem hacminin getiri volatilitesi üzerindeki dinamik ve nedensel ilişkisi incelenmiştir. Araştırma bulgularına göre uzun dönemli ilişkinin ipuçlarını veren kointegrasyon analizi, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Diğer taraftan VECM doğrultusunda volatilité ve işlem hacmi değişimlerinin gecikmeli değerlerinin, piyasada meydana gelecek muhtemel şoklardan etkilendiğini raporlamıştır. Çalışmanın ampirik bulguları değerlendirildiğinde; işlem hacmi ile getirinin volatilitesi arasında uzun dönemli, işlem hacminden volatilité serisine doğru negatif yönlü bir ilişkinin var olduğu sonucuna

ulaşmıştır. Kısa dönemde ise, işlem hacminin volatilité serisi üzerindeki etkisi ilk bir ay artış, sonraki bir aylık dönemde durağan ve 3. aydan itibaren azalış göstermiştir. 4. aydan sonra sabit seyrini korumuştur. Volatilité serisinde meydana gelen bir standart sapmalı şok, işlem hacminde ilk ay etkinin yönünü çok az da olsa pozitif, bu aydan sonraki iki aylık zaman diliminde ise negatif olarak değiştirmiştir.

Daha sonraki dönemde ise etki sabit seyretilmiştir. Ayrıca, hisse senedi getiri volatilité ile işlem hacmi arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olup, volatiliteden işlem hacmine doğru olan ilişki daha güçlüdür. Sonuç olarak bu bulgular, Ardışık Bilgi Akışı ve Karışık Dağılımlar Hipotezlerinin İMKB’de geçerli olmadığına işaret etmektedir.

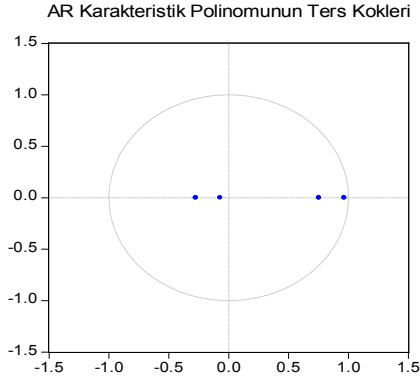
Kaynakça

1. Ahmed, H. J. A., Hassan, A., ve Nasir A. M. D. (2005). The Relationship between Trading Volume, Volatility and Stock Market Returns: A Test of Mixed Distribution Hypothesis for a Pre and Post Crisis on Kuala Lumpur Stock Exchange, *Investment Management and Financial Innovations*. 3: 146-158.
2. Akar, C. (2008). Yabancılar Türkiye'de Pozitif Geri Besleme Hipotezine Uygun Davranışlar Gösterirler Mi?, *İMKB Dergisi*. 10 (39): 61-67.
3. Andersen, T. G. (1996). Return Volatility and Trading Volume: An Information Flow Interpretation of Stochastic volatility, *The Journal of Finance*. 51 (1): 169-204.
4. Asai, M. ve Unite, A. (2008). The Relationship between Stock Return Volatility and Trading Volume: The Case of The Philippines, *Applied Financial Economics*. 18(16): 1333-1341.
5. Badhani, K. N. (2005). Stock Price-Volume Causality at Index Level, *Indian Institute of Capital Markets 9th Capital Markets Conference Paper*, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=874914.
6. Baklacı, H. ve Kasman A. (2006). An Empirical Analysis of Trading Volume and Return Volatility Relationship in The Turkish Stock Market, *Ege Academic Review*. 6 (2): 115-125.
7. Başçı, E., Özyıldırım, S. ve Aydoğan, K. (1996). A Note on Price-Volume Dynamics in An Emerging Stock Market, *Journal of Banking and Finance*. 20 (2): 389-400.
8. Bayraktaroglu, A. ve Nazlıoğlu, Ş. (2009). Hisse Senedi Fiyat-Hacim İlişkisi: İMKB'de İşlem Gören Bankalar İçin Doğrusal ve Doğrusal Olmayan Granger Nedensellik Analizi, *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*. 24 (277): 85-109.
9. Bohl, M. T. ve Henke, H. (2003). Trading Volume and Stock Market Volatility: The Polish Case, *International Review of Financial Analysis*. 12 (5): 513-525.
10. Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*. 31: 307 – 327.
11. Brailsford, T. J. (1996). The Empirical Relationship between Trading Volume, Returns, and Volatility, *Accounting and Finance*. 35: 89-111.
12. Brooks, C. (1998). Predicting Stock Index Volatility: Can Market Volume Help?, *Journal of Forecasting*. 17 (1): 59-80.
13. Chen, G., Firth, M. ve Rui, O. M. (2001). The Dynamic Relation Between Stock Returns, Trading Volume and Volatility, *Financial Review*. 36: 153-173.
14. Clark, P. K. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Prices, *Econometrica*. 41: 135-155.
15. Copeland, T. E. (1976). A Model of Asset Trading Under the Assumption of Sequential Information Arrival, *Journal of Finance*. 31: 1149-1168.
16. Darnell, A. C. (1994). *A Dictionary of Econometrics*. Brookfield, U.K.: Edward Elgar.
17. Davidson, R. ve MacKinnon J. G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. New York: Oxford University Press.
18. DeLong, J. B., Shleifer, A., Summers, L.H. ve Waldmann, R. J. (1990). Noise Trader Risk in Financial Markets, *The Journal of Political Economy*. 98 (4): 703-738.
19. De Medeiros, O. R. ve Van Doornik, B. F. N. (2006). The Empirical Relationship between Stock Returns, Return Volatility and Trading Volume in the Brazilian Stock Market, *Working Paper Series*, University of Brasilia.
20. Deo, M., Srinivasan, K. ve Devanadhen, K. (2008). The Empirical Relationship between Stock Returns, Trading Volume and Volatility: Evidence from Select Asia- Pacific Stock Market, *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*. 12: 58-68.
21. Epps, T. W. ve Epps, M. L. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis, *Econometrica*. 44: 305-321.
22. Franses, P. H., ve McAleer, M. (1998). Cointegration Analysis of Seasonal Time Series, *Journal of Economic Surveys*. 12 (5): 651-678.
23. Girard, E. ve Rita, B. (2007). Trading Volume and Market Volatility: Developed Versus Emerging Stock Markets, *The Financial Review*. 42 (3): 429-459.
24. Granger, C. W. J. (1969). Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*. 37: 161-194.
25. Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics, *Journal of Econometrics*. 2: 111-120.
26. Gökçe, A. (2002). İMKB'de Fiyat-Hacim İlişkisi: Granger Nedensellik Testi, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 3: 43-48.
27. Gündüz, L. ve Hatemi-J, A. (2005). Stock Price and Volume Relation in Emerging Markets, *Emerging Markets Finance and Trade*. 41: 29-44.
28. Harris, L. (1986). Cross-security Tests of the Mixture of Distributions Hypothesis, *Journal of Financial Quantitative Analysis*. 21: 39-46.
29. Hiemstra, C. ve Jones, J. D. (1994). Testing for Linear and Nonlinear Granger Causality in the Stock Price-Volume Relation, *Journal of Finance*. 49 (5): 1639- 1664.
30. Huang, B. ve Yang, C. W. N. (2001). An Empirical Investigation of Trading Volume and

- Return Volatility of The Taiwan Stock Market, *Global Finance Journal*. 12: 55-77.
31. Hylleberg S. (1992), *Modelling Seasonality*, Oxford UK, Oxford University Press.
32. Işığçık, E. (1994). *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemesi*, Bursa: Uludağ Üniversitesi Yayınevi.
33. Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*. 59: 1551-1580.
34. Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52: 169-210.
35. Jennings, R. H., Starks, L. ve Fellingham, J. (1981). An Equilibrium Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival, *Journal of Finance*. 36: 143-161.
36. Kamath, R. R. ve Wang, Y. (2006). The Causality between Stock Index Returns and Volumes in The Asian Equity Markets, *Journal of International Business Research*. 5 (2): 63-74.
37. Kamath, R. R. (2007). Investigating Causal Relations between Price Changes and Trading Volume Changes in The Turkish Market, *American Society of Business and Behavioral Sciences (ASBBS) E-Journal*. 3 (1): 30-40.
38. Kamath, R. R. (2008). The Price-Volume Relationship In The Chilean Stock Market, *International Business and Economics Research Journal*. 7 (10): 7-13.
39. Karpoff, J. M. (1987). The Relation between Price Changes and Trading Volume: A Survey, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*. 22 (1): 109-126.
40. Kayalidere, U. A. K., Kargın, S. ve Aktaş, R. (2009). İMKB' de Fiyat ve Hacim Arasındaki Nedensellik İlişkisi, *Celal Bayar Üniversitesi S.B.E.Dergisi*. 7(1): 115-123.
41. Kearney, C. ve Monadjemi, M. (1990). Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits, *Journal of Macroeconomics*. 12 (2): 197-219.
42. Kıran, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda İşlem Hacmi ve Getiri Volatilitesi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*. 11 (1): 98-108.
43. Lamoureux, C. G. ve Lastrapes, W. D. (1990). Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume Versus GARCH Effects, *Journal of Finance*. 45: 221-229.
44. Lee, B. S. ve Rui, O. M. (2002). The Dynamic Relationship between Stock Returns and Trading Volume: Domestic and Cross-Country Evidence, *Journal of Banking and Finance*. 26: 51-78.
45. Léon, N. K. (2007). An Empirical Study of The Relation Between Stock Return Volatility and Trading Volume in The BRVM, *African Journal of Business Management*. 1 (7): 176-184.
46. Moosa, I. A. ve Al-Loughani, N. E. (1995). Testing the Price-Volume Relation in Emerging Asian Stock Markets, *Journal Asian Economics*, 6: 407-422.
47. Mahajan, S. ve Singh, B. (2009), The Empirical Investigation of Relationship between Return, Volume and Volatility Dynamics in Indian Stock Market, *Eurasian Journal of Business and Economics*. 2 (4): 113-137.
48. Nowbutsing, B. M. ve Naregadu, S. (2009), Returns, Trading Volume and Volatility in The Stock Market of Mauritius, *African Journal of Accounting, Economics, Finance and Banking Research*. 5 (5): 1-36.
49. Okan, B., Olgun, O. ve Takmaz, S. (2009). Volume and Volatility: A Case of ISE-30 Index Futures, *International Research Journal of Finance and Economics*. 32: 93-103.
50. Saatçioğlu, K. ve Starks, L. T. (1998). The Stock Price-Volume Relationship in Emerging Stock Markets: The Case of Latin America, *International Journal of Forecasting*. 14: 215-225.
51. Sarıoğlu, S. E. (2007). Hisse Senedi Fiyatları ile İşlem Hacmi Arasındaki İlişki: İMKB Üzerine Bir Çalışma, *11. Ulusal Finans Sempozyumu*. 325-336.
52. Silvapulle, P. ve Choi, J-S. (1999). Testing for Linear and Non-linear Granger Causality in the Stock-Price Volume Relation: Korean Evidence, *Quarterly Review of Economics and Finance*. 39 (1): 59-76.
53. Tauchen, G. E. ve Pitts, M. (1983). The Price Variability-Volume Relationship on Speculative Markets, *Econometrica*. 51: 485- 505.
54. Toraman C., Erbaykal, E. ve Okuyan, H. A. (2007). İMKB' de Fiyat-Hacim İlişkisinin Todayamoto Nedensellik Yaklaşımı ile Testi, *11. Ulusal Finans Sempozyumu*. 169-176.
55. Umumlu, G. (2008). İşlem Hacmi ve Fiyat Değişimleri Arasındaki Nedensellik ve Dinamik İlişkiler: İMKB' de Bir ampirik inceleme, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 10 (1): 231-246.
56. Wang, P., Wang, P. ve Aying, L. (2005). Stock Return Volatility and Trading Volume: Evidence from The Chinese Stock Market, *Journal of Chinese Economics and Business Studies*. 3 (1): 39-54.
57. Wiener, N. (1956). *I am a Mathematician: The Later Life of a Prodigy*, Massachusetts: MIT Press.
58. Yörük, N. Erdem, C. ve Erdem, M. Z. (2006). Testing for Linear and Non-linear Granger Causality in The Stock-Price Volume Relation: Turkish Banking Firms' Evidence, *Applied Financial Economics Letter*, 2: 165-171.

EKLER

Ek 6. Oluşturulan Modelin AR Karakteristik Polinounun Ters Kökleri



Ek 7. Değişen Varyans

Ki-Kare	Serbestlik Derecesi	Olasılık
45.48670	36	0.1336

Ek 8. Serisel İlgileşim LM Testi

Gecikme Uz.	LM-İst.	Olasılık Değ.
1	2.842832	0.5845
2	0.837928	0.9333
3	6.281574	0.1791
4	8.063053	0.0893
5	8.619755	0.0713
6	1.499705	0.8267
7	1.373694	0.8488
8	5.556215	0.2348
9	8.399684	0.0780
10	2.048056	0.7269
11	1.700061	0.7907
12	10.59756	0.0315

Ek 9. Hata Düzeltme Modeli

Cointegrating Eq:		CointEq1
H(-1)		1.000000
LOGISLEBMHACMI_SA(-1)		-0.040505 (0.01035) [-3.91376]
@TREND(97MD1)		0.000963 (0.00028) [3.43765]
C		0.563595
Error Correction:		D(H)
CointEq1		D(LOGISLEBMHACMI_SA)
CointEq1		-0.026863 (0.02310) [-1.16283]
D(H(-1))		-0.330319 (0.08356) [-3.95328]
D(H(-2))		-0.219523 (0.08291) [-2.64783]
D(H(-3))		-0.151744 (0.07760) [-1.95551]
D(LOGISLEBMHACMI_SA(-1))		0.004096 (0.00149) [2.75393]
D(LOGISLEBMHACMI_SA(-2))		0.003265 (0.00149) [2.19737]
D(LOGISLEBMHACMI_SA(-3))		-0.001031 (0.00146) [-0.70780]
C		-0.000259 (0.00044) [-0.59216]