

Beta Katsayılarındaki Değişimin Açıklanmasında İşlem Hacminin Etkisinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz

Yrd. Doç.Dr. Önder BÜBERKÖKÜ

Yüzüncü Yıl Üniversitesi İşletme Fakültesi Finans Bilim Dalı

onderbuber@gmail.com

Arş. Gör. Simge Tüzün Şahmaroğlu

Yüzüncü Yıl Üniversitesi İşletme Fakültesi

stuzun34@yahoo.com

Özet

Bu çalışmada güncel bir yaklaşım olarak BIST'te işlem gören 10 mevduat bankası için beta katsayılarında meydana gelen değişimin açıklanmasında işlem hacminin etkisi incelenmiştir. Bankaların zamanla değişen beta katsayıları Engle (2002) tarafından geliştirilen AR(p)-DCC-GARCH (p,q) modeli ile modellenmiştir. Değişkenler arasındaki eş-zamanlı ilişki analizinde kantil regresyon (Quantile regression) yönteminden yararlanılmıştır. Böylece değişen piyasa koşullarında ilgili değişkenler arasındaki ilişki incelenebilmiştir. Nedensellik analizinde ise Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bulgular işlem hacmindeki değişimlerin bankaların beta katsayılarındaki değişimlerin açıklanmasında kullanılabilecek bir değişken olabileceğine işaret etmektedir.

Anahtar kelimeler: İşlem Hacmi, Beta Katsayıları, Kantil Regresyon, DCC-GARCH Modeli

EXAMINING THE ROLE OF TRADING VOLUME ON BETA COEFFICIENTS: EVIDENCE FROM TURKISH BANKS

Abstract

In this study, as a new approach, the role of trading volume on time variation in beta coefficients is investigated. The AR(p)-DCC-GARCH (p,q) model, proposed by Engle (2002), is used to obtain the time-varying conditional beta coefficients. Quantile regression is employed to examine the contemporaneous relationship between the variables. Hatemi-J (2012) asymmetric causality test is employed to investigate the causality relationship between the variables. Results show that trading volume can

Beta
Katsayıların
daki
Değişimin
Açıklanma-
sında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

be considered as one of the variables that can explain the time variation in beta coefficients.

Keywords: Trading volume, Beta coefficients, Quantile regression, DCC-GARCH model

Giriş

Finansal piyasalar açısından hisse senedi betaları önemli bir parametreyi ifade etmektedir. Çünkü beta katsayıları firmaların sistematik risk düzeyinin bir göstergesidir. Ayrıca, beta katsayıları sermaye maliyetinin belirlenmesi, risk-getiri ilişkisinin incelenmesi, hisse senetlerinin doğru fiyatlanıp fiyatlanmadığının tespiti, portföy performansının değerlendirilmesi gibi alanlarda da sıklıkla kullanılmaktadır (Mergner ve Bulla, 2008: 771). Bu kadar yoğun bir kullanım alanı bulunan beta katsayıları ise standart CAPM modeli ile tahmin edilebilmektedir. Fakat standart CAPM modeli beta katsayılarının zamanla değişmeyen parametreler olduğu varsayımına dayanmaktadır. Finansal literatüre bakıldığında ise beta katsayılarının zamanla değişen parametreler olduğunun genel olarak kabul edildiği görülmektedir (Fabozzi ve Francis, 1978; Blume, 1971; Choudhry vd., 2010). Fakat beta katsayılarındaki bu değişime ne tür faktörlerin yol açtığı konusunda literatürde bir uzlaşmaya varılamadığı anlaşılmaktadır. Örneğin, Novak (2015: 173) genel bir ifade ile firmaların faaliyet yapısındaki değişimlerin beta katsayılarında değişime yol açabileceğini belirtmiştir. Chiarella vd. (2010:4) ise iktisadi birimlerin davranışındaki değişimlerin beta katsayılarında değişime yol açabileceğini ifade etmişlerdir. Fakat, bu vb. yaklaşımlara rağmen beta katsayılarındaki değişimin nedenlerinin açıklanmasında literatürün daha çok makroekonomik faktörler üzerine odaklandığı görülmektedir (Abel ve Krueger, 1989; Anderson vd., 2005; Shan ve Alles, 2000; Brooks vd., 1998; Mergner ve Bulla, 2008). Çünkü makroekonomik faktörlerdeki değişimlerin birer sistematik risk unsuru olabileceği literatürde genel olarak kabul edilmektedir (Shan ve Alles, 2010: 2). Fakat, bu alandaki çalışmaların sonuçları incelendiğinde genel olarak makroekonomik değişkenlerin beta katsayılarındaki değişimleri açıklama gücünün zayıf kaldığı görülmektedir (Ciner, 2015:277). Bu nedenle, Ciner (2015) güncel bir yaklaşım olarak beta katsayılarındaki değişimin açıklanmasında işlem hacminin rolünün incelenmesi gerektiğini ifade etmiştir. Nitekim literatürdeki çalışmalara bakıldığında da işlem hacminin sistematik riskin bir parçası olduğu ve bu kanal ile hisse senedi getirileri üzerinde etkili olabileceğini ifade eden çalışmaların da olduğu

görülmektedir (Morgan,1976: 498; Karpoff, 1987:116). Böyle bir yaklaşımın temel mantığı ise işlem hacminin piyasa dönük bilgi akışını temsil eden bir değişken olduğunun varsayılmasıdır. İşlem hacmi bu şekilde tanımlandığında piyasaya gelen yeni bilgiler öncelikle işlem hacminde değişimlere yol açmaktadır. Bu yeni bilgiye göre verilen alım-satım kararları da hem hisse senetlerinin hem de piyasa getiri oranlarının değişmesine sebep olabilmektedir. Beta katsayıları da zaten hisse senedi getirilerinin piyasa getirileri ile birlikte hareketinin bir ölçütü olduğundan bu durum beta katsayılarının da değişmesine yol açabilmektedir. Bu mekanizma da işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayılarındaki değişimlerin açıklanmasında kullanılabilir bir değişken olabileceği anlamına gelmektedir (Ciner, 2015). Ayrıca, literatürde işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışan ve Copeland (1976) ile Jennings vd. (1981) tarafından geliştirilen Ardışık Bilgi Hipotezi (Sequential Information Hypothesis), Clark (1973) ile Epps ve Epps (1976) tarafından geliştirilen Karışık Dağılımlar Hipotezi (Mixture Distribution Hypothesis) ile Delong vd. (1990) tarafından geliştirilen Gürültücü İşlemciler Hipotezleri (Noise-Traders Hypothesis) dikkate alındığında bunların genel olarak işlem hacmi ile hisse senedi getirileri arasında pozitif ve güçlü bir ilişki olduğunu ifade ettikleri bilinmektedir. Standart CAPM modelinin de hisse senedi getirileri ile beta katsayıları arasında güçlü bir ilişki olduğu varsayımına dayandığı düşünüldüğünde işlem hacmi ile beta katsayıları arasında bir ilişki olup olmadığının incelenmesinin önemli olduğu düşünülmektedir (Ciner, 2015: 277). Bu nedenle güncel bir yaklaşım olarak bu çalışmada beta katsayılarındaki değişimin açıklanmasında işlem hacminin etkisi üzerinde durulmuştur. Bu alandaki literatüre bakıldığında ise güncel bir yaklaşım olması nedeniyle sadece Ciner'in (2015) çalışmasına rastlanmaktadır. Ciner (2015) değerli maden sektöründe faaliyet gösteren 28 ABD şirketini incelediği çalışmasında özellikle kantil regresyon yöntemi kullanıldığında beta katsayılarındaki değişimin açıklanmasında işlem hacminin de etkili bir değişken olabileceğine dair bazı bulgular olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Bu çalışma da bu güncel yaklaşım dikkate alınarak BIST'te işlem gören mevduat bankaları için beta katsayılarındaki değişimin açıklanmasında işlem hacminin etkisi incelenmiştir. Çalışmanın literatüre katkısı ise şu şekilde ifade edilebilir: Öncelikle, bu alandaki literatür henüz oldukça yeni olduğundan bilindiği kadarıyla bu konu henüz Türk hisse senedi piyasaları için incelenmemiştir. İkinci olarak bu çalışmada değişkenler arasındaki eşzamanlı ilişki (contemporaneous relationship) analizinde standart EKK veya ona dayanan yöntemlerden değil Koenker ve Bassett (1978) tarafından geliştirilen kantil regresyon yönteminden

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

4

yararlanılmıştır. Çünkü bu yöntem klasik EKK yönteminin aksine, serilerin normal dağılıma uymadığı ve sapan değerlerin bulunduğu durumlarda daha güvenilir sonuçlar vermektedir. Daha da önemlisi, bu yöntem bağımlı değişkenin dağılımının tamamına odaklanabilmektedir. Böylece değişkenler arasındaki ilişkinin farklı piyasa koşulları dikkate alınarak incelenmesine imkan vermektedir (Vu vd., 2014: 443; Chevapatrakul, 2015: 2). Örneğin, bu yöntemde beta katsayılarındaki değişimin oldukça yüksek veya oldukça düşük veya genel olarak ortalama bir seyir izlediği dönemlerde işlem hacminin beta katsayıları üzerindeki etkisinin ne olduğu incelenmektedir¹. Böylece değişkenler arasındaki ilişki aslında finansal piyasaların dinamik yapısı dikkate alınarak incelenmiş olmaktadır. Üçüncü olarak ilgili literatüre bakıldığında nedensellik analizinde genelde Granger nedensellik testi gibi simetrik nedensellik testlerinin kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada ise değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden yararlanılmıştır. Böyle bir yaklaşım sergilenmesinin nedeni ise bu testin ilgili değişkenlerdeki pozitif ve negatif şokları ayrıştırabilmesi ve böylece örneğin işlem hacmindeki artışlarla beta katsayılarındaki artışlar ve / veya işlem hacmindeki düşüşlerle beta katsayılarındaki düşüşler arasındaki nedensellik ilişkisinin ayrı ayrı incelenmesine imkân verebilmesidir. Dördüncü olarak, bu çalışmada Türk hisse senedi piyasasını inceleyen birçok çalışmanın aksine beta katsayılarının tahmininde Engle (2002) tarafından geliştirilen AR(p)-DCC-GARCH(p,q) modelinden yararlanılmıştır. Böylece, hem beta katsayılarının zamanla değişmesine izin verilmiş hem de ilgili finansal serilerin karakteristik özellikleri daha iyi modellenebilmiştir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde veri ve metodoloji açıklanmakta üçüncü bölümde bulgular değerlendirilmekte son bölümde ise sonuç kısmı yer almaktadır.

I. Veri ve Metodoloji

Veri

Çalışmada BIST'te işlem gören AKBANK, Alternatifbank, Halkbankası, Garanti Bankası, İş Bankası, Şekerbank, TEB, Tekstilbank, Yapı Kredi Bankası ve Vakıfbank incelenmiştir. Bu bankaları temsilen

¹Nitekim, bu yöntemin finansal değişkenleri içeren analizlerde giderek yaygın bir şekilde kullanılmaya başlandığı görülmektedir. Bu kapsamdaki bazı çalışmalar için bkz: Chuang vd., (2009), Lee ve Li (2012), Baur (2013), Ciner, (2015).

çalışmada sırasıyla AKBNK, ALTBNK, HLKBNK, GRNBNK, ISBNK, SKRBNK, TEBNK, TKSBNK, YPKBNK ve VKFBNK ifadeleri kullanılmıştır². Çalışma 1 Ocak 2002 ile 8 Nisan 2015 dönemini kapsamakta ve günlük verilerden oluşmaktadır. Fakat halka açılma tarihlerindeki farklılıktan dolayı başlangıç tarihi Vakıfbank için Kasım 2005, Halkbankası içinse Mayıs 2007'dir. Çalışmada piyasa getirisini temsilen BIST100 endeksi kullanılmıştır. Tüm veriler FINNET'ten temin edilmiştir.

Metodoloji

Kantil Regresyon Yöntemi

Çalışmada beta katsayıları ile işlem hacmi arasındaki eş-zamanlı (contemporaneous relationship) ilişki analizinde Ciner'in (2015) çalışmasında olduğu gibi Denklem (1)'de gösterilen model yapısı kullanılmıştır:

$$\Delta beta_t = \mu + \gamma \ln vol_t + \xi_t \quad (1)$$

Burada $\Delta beta_t$, $(beta_t - beta_{t-1})$ şeklinde hesaplanan beta değerlerindeki değişimi, $\ln vol_t$ işlem hacmini; μ, γ, ξ_t ise sırasıyla sabit terim, eğim parametresi ve hata terimini ifade etmektedir. Bu denklem kantil regresyon yöntemi cinsinden ise Denklem (2)'deki gibi ifade edilmektedir:

$$q_\tau(\Delta beta_{it} | \ln vol_t) = \mu_\tau + \gamma_\tau \ln vol_t + \xi_{\tau i} \quad (2)$$

Denklem (2)'deki modelin parametreleri ise Denklem (3)'te gösterilen modelin linear programlama yöntemi kullanılarak minimize edilmesi ile tahmin edilmektedir.

$$\min_{\omega_\tau, \phi_\tau} \sum_{t=1}^T p_\tau (rtn_{it} - \omega_\tau - \phi_\tau \ln vol_t) \quad (3)$$

Burada p_τ kontrol fonksiyonunu (check function) ifade etmektedir.

Standart EKK yönteminde olduğu gibi kantil regresyon yönteminde de değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle beta katsayılarının elde edilmesinde kullanılan BIST100 endeksi ve hisse senedi fiyatları fark durağan süreç; işlem hacmi ise trend durağan bir süreç olarak

² Normalde, Denizbank ve Finansbank hisseleri de BIST'te işlem görmektedir. Fakat, bu bankaların çalışma dönemini kapsayan önemli bir zaman dilimi için halka açıklık oranlarının % 1'in altında olması nedeniyle hisse senedi fiyatlarındaki hareketlerin bankaların genel durumunu yansıtmaktan uzak olacağı düşünülmüş, bu nedenle de bu bankalar çalışmaya dahil edilmemiştir.

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

modellenmiştir. Bir diğer ifade ile çalışmada kullanılan logaritmik BIST100 endeksi ve hisse senedi fiyatları düzey değerlerinde durağan olmadığından serilerin logaritmik birinci farkı alınarak durağan hale getirilmiştir³. İşlem hacmi serilerine gelince literatürde işlem hacmi serilerinin trend durağan bir seri olduğunu ifade eden çalışmaların olduğu görülmektedir (Gallant vd., 1992: 205; Campbell vd., 1993: 909; Lee ve Rui, 2002: 57; Gebka ve Wohar, 2013: 146). Ayrıca, Ciner (2015: 279) de çalışmasında işlem hacmini trend durağan bir seri olarak modellediğinden çalışma bulgularının karşılaştırılmasını kolaylaştırmak amacıyla bu çalışmada da işlem hacmi serisi trend durağan bir seri olarak modellenmiştir. Bu nedenle, belirtilen çalışmalarla uyumlu olacak şekilde işlem hacmi serileri Denklem (4)'te gösterildiği gibi doğrusal (t) ve doğrusal olmayan trend (t^2) bileşenleri üzerine regrese edilmiş ve bu modelden elde edilen kalıntı (resid) değerleri trend bileşenlerinden arındırılmış işlem hacmi serisi olarak ($\ln vol_t$) De

$$\ln vol_t = \omega + \phi_1 t + \phi_2 t^2 + \xi_t \quad (4)$$

Çalışmada kantil regresyon yönteminin kullanılmasının ise bazı nedenleri bulunmaktadır. Öncelikle literatürde belirtildiği gibi serilerin normal dağılıma uymadığı ve sapan değerlerin bulunduğu durumlarda EKK tahmin sonuçlarının güvenilirliği azalmaktadır. Ayrıca, EKK yöntemi bağımlı değişkenin şartlı dağılımının sadece ortalama bölgesine odaklanmaktadır. Bu nedenle de incelenen dönem için değişkenler arasındaki ortalama ilişkiyi yansıtabilmektedir. Halbuki bağımlı değişkenin çarpık bir dağılım sergilemesi durumunda şartlı dağılımın orta bölgesinin serinin dağılımının bütünü temsil etmesi zorlaşmaktadır. Kantil regresyon yöntemi ise modelin hata terimlerinin mutlak değerlerinin asimetric olarak ağırlıklandırılmasına dayandığından sapan değerlere karşı dirençlidir (Kang ve Liu, 2014: 358). Ayrıca, bu yöntem serilerin normal dağılıma uymadığı durumunda da tutarlı sonuçlar vermektedir. Dahası, bu yöntem yarı-parametrik (semi-parametric) bir yöntem olduğundan hata terimlerinin dağılımı konusunda herhangi bir varsayımda bulunulmasına da gerek olmamaktadır (Chevapatrakul, 2015: 3). En önemlisi ise bu yöntem bağımlı değişkenin dağılımının tamamına odaklanabilmektedir. Böylece değişkenler arasındaki ilişkinin farklı piyasa koşulları dikkate alınarak incelenmesine imkan vermektedir (Vu vd., 2014: 443; Chevapatrakul, 2015: 2).

Bu açıklamalara ilaveten, literatüre bakıldığında kantil regresyon yöntemini uygulayan çalışmaların genelde bağımlı değişkenin şartlı

³ Bu kısma ilişkin test sonuçlarına bulgular kısmında değinilecektir.

dağılımını üç farklı bölgeye ayırdığı görülmektedir. Bu bölgeler düşük kantil bölgesi, orta kantil bölgesi ve yüksek kantil bölgesi olarak tanımlanabilir. Tüm dağılımın 0.05'lik kantillere bölündüğü düşünüldüğünde 0.05 ile 0.40. kantiller arası düşük, 0.45 ile 0.60. kantiller arası orta, 0.65 ile 0.95. kantiller arası ise yüksek kantil bölgesi olarak tanımlanmaktadır (Lee ve Zheng, 2011: 1918). Bu noktanın konumuz açısından önemi ise şudur: düşük kantil bölgesi banka betalarındaki değişimin oldukça düşük olduğu bölgeyi temsil etmektedir. Dolayısıyla, bu bölgeye ait kantil değerleri kullanılarak değişkenler arasındaki ilişki incelendiğinde aslında gelişmelerin banka betalarını oldukça az etkilediği dönemlerde işlem hacminin banka betaları üzerindeki etkisi incelenmiş olmaktadır. Yüksek kantil bölgesi dikkate alındığında ise aslında banka betalarındaki değişimin oldukça yükseldiği dönemlerde işlem hacminin beta katsayılarını nasıl etkilediğinin incelenmiş olmaktadır (Chevapatrakul, 2015: 2; Chevapatrakul, 2014: 126).

AR(p)-DCC-GARCH(p,q) Modeli

Çalışmada zamanla değişen şartlı beta katsayılarının elde edilmesinde Engle (2002) tarafından geliştirilen DCC-GARCH(p,q) modelinden yararlanılmıştır. DCC-GARCH (1,1) modelinde şartlı varyans-kovaryans matrisi iki aşamada hesaplanmaktadır. İlk aşamada hem hisse senedi hem de piyasa getirisi için tekil (univariate) AR(1)-GARCH(1,1) modelleri tahmin edilmekte, ikinci aşamada ise ilk aşamada elde edilen standardize edilmiş hata terimleri kullanılarak Engle (2002) tarafından geliştirilen DCC modelinin şartlı korelasyon değerlerinin parametreleri tahmin edilmektedir. AR(1)-GARCH(1,1) modeli Denklem (5) getiri (mean), Denklem (6) ise varyans denklemini gösterecek şekilde aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$r_t = \mu + \varepsilon_t, \varepsilon_t = \sigma_t v_t, v_t \sim (0,1) \quad (5)$$

$$h_t = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j h_{t-1} \quad (6)$$

Burada, ω_0 sabit terimi, α_i ARCH, β_j ise GARCH parametresini göstermekte ve ilgili parametreler $\omega_0 > 0$, $\alpha_i > 0$, $\beta_j > 0$, $\alpha_i + \beta_j < 1$ olacak şekilde tanımlanmaktadır. Çoklu şartlı varyans-kovaryans matrisi (H_t) ise Denklem (7)'de gösterildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (7)$$

Burada D_t , tekil AR(1)-GARCH(1,1) modellerinden elde edilen zamanla değişen şartlı standart sapmanın diagonal matrisini; R_t ,

Beta Katsayılarındaki Değişimin Açıklanmasında İşlem Hacminin Etkisinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz

8

$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1/2}$ şeklinde tanımlanan zamanla değişen korelasyon matrisini; $Q_t, Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha\varepsilon_{t-1}\varepsilon_{t-1}^T + \beta Q_{t-1}$ şeklinde ifade edilen dinamik korelasyon yapısını, \bar{Q} şartsız (unconditional) korelasyon matrisini, ε_t ise standardize edilmiş hata terimi vektörünü ifade etmektedir. Bu kapsamda zamanla değişen şartlı beta katsayıları β_{it-1} ise Denklem (8)'teki gibi hesaplanmaktadır:

$$\beta_{it-1} = \frac{\text{cov}(r_{i,t}, r_{m,t} | I_{t-1})}{\text{var}(r_{m,t} | I_{t-1})} \quad (8)$$

Burada r_{it} ve $r_{m,t}$ ($t-1$) dönemindeki bilgi setine bağlı olarak oluşan hisse senedi ve piyasa getirisini ifade etmektedir. Denklem payında yer alan şartlı kovaryans ile paydasında yer alan şartlı varyans değerleri ise daha önce açıklandığı şekilde AR(p)-DCC-GARCH(p,q) modellerinden elde edilebilmektedir.

Hatemi-J(2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki nedensellik analizinde ise Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testinden yararlanılmıştır. Hatemi-J (2012) testi Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi gibi nedensellik analizinde serilerin düzey değerlerini dikkate almaktadır. Fakat Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden farklı olarak bu test değişkenler arasındaki asimetrik nedensellik ilişkisine izin vermektedir. Bir diğer ifade ile orijinal seriye ait kümülatif negatif ve kümülatif pozitif şokları birbirinden ayırıştırarak herhangi bir değişkendeki negatif bir değişimin bir diğer ifadeyle azalışın diğer bir değişkende de bir azalışa yol açıp açmadığı ve / veya herhangi bir değişkendeki bir artışın diğer bir değişkende de bir artışa yol açıp açmadığını sınavabilmektedir.

Hatemi-J (2012) testi için y_{1t} ve y_{2t} , iki bütünleşik seri olacak şekilde, Denklem (9) ve (10)'da gösterildiği gibi birer rassal yürüyüş süreci olarak tanımlanabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (9)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (10)$$

Burada $y_{1,0}$ ve $y_{2,0}$ sabit başlangıç değerlerini ε_{1i} ve ε_{2i} ise hata terimlerini göstermektedir. Bu kapsamda ε_{1i} ve ε_{2i} için pozitif şoklar sırasıyla $\varepsilon_{1i}^+ = \max(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^+ = \max(\varepsilon_{2i}, 0)$ şeklinde, negatif şoklar ise sırasıyla $\varepsilon_{1i}^- = \min(\varepsilon_{1i}, 0)$ ve $\varepsilon_{2i}^- = \min(\varepsilon_{2i}, 0)$ şeklinde tanımlanmaktadır. Bu nedenle ε_{1i} ve ε_{2i} $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^- + \varepsilon_{1i}^+$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^- + \varepsilon_{2i}^+$ şeklinde ifade edilebilir. Böylece Denklem (9) ve (10) yeniden Denklem (11) ve (12)'de gösterildiği gibi yazılabilir:

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{1,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (11)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{2,0} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (12)$$

Bundan sonraki aşama ise belirtilen bu kümülatif pozitif ve kümülatif negatif değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesidir. Bu amaçla da nedensellik analizinde kullanılacak gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla Hatemi-J(2012) tarafından tavsiye edilen ve yeni bir bilgi kriteri olan HJC kriteri kullanılmıştır.

III. Bulgular

Çalışmada öncelikle her bir banka için zamanla değişen şartlı beta katsayılarının elde edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla logaritmik hisse senedi getirileri ile logaritmik BIST100 endeksi getirisi dikkate alınarak AR(1)-DCC-GARCH(p, q) modeli tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 1, 2 ve 3'te gösterilmiştir⁴. Sonuçlar incelendiğinde her durumda ARCH ve ARCH parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. Ayrıca, her durumda ARCH ve GARCH parametreleri toplamının birden küçük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, bulgular varyansın pozitif olma koşulu ile kovaryans durağanlık koşulunun her

⁴Öncesinde hem logaritmik hisse senedi fiyatlarına hem de BIST100 endeksine trendli ve trendsiz modeller dikkate alınarak ADF (Augmented Dickey Fuller) ve PP (Philips Perron) birim kök testleri uygulanmıştır. Bulgular hem hisse senetlerinin hem de BIST100 endeksinin birinci farkı alındığında durağan hale geldiğine işaret etmiştir. Yer kısıtı nedeniyle sonuçlar burada gösterilmemiştir. Talep edilmesi halinde yazardan temin edilebilir.

Beta Katsayılarındaki Değişimin Açıklanmasında İşlem Hacminin Etkisinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz

durumda sağlandığına işaret etmektedir. θ_1 ve θ_2 parametrelerine bakıldığında da bu parametrelerin de her durumda pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da değişkenler arasındaki şartlı korelasyon değerlerinin zamanla değiştiği anlamına gelmektedir. Ayrıca, standardize edilmiş hata terimleri ile standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine uygulanan Ljung-Box Q (k) ve Q^2 (k) test istatistikleri de %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının giderildiğini göstermektedir. Bu kapsamda elde edilen beta katsayılarının ortalama değerlerine bakıldığında ise bu değerlerin 0.746 ile 1.33 arasında değiştiği anlaşılmaktadır.

Tablo 1: AR(1)-DCC-GARCH (1,1) Model Tahmin Sonuçları

	AKBNK	BIST100	ISBNK	BIST100
Getiri denklemi				
C(M)	0.0011*(0.008)	0.0012*(0.00)	0.0009**(0.029)	0.0012*(0.000)
AR(1)	0.0039(0.833)	0.0219(0.240)	0.0020(0.913)	0.0219(0.238)
Varyans denklemi parametreleri				
C(V) *10 ⁴	0.1348**(0.018)	0.083*(0.006)	0.1872*(0.030)	0.0832*(0.006)
Arch	0.0739*(0.000)	0.1016*(0.00)	0.0731*(0.000)	0.1016*(0.000)
Garch	0.9097*(0.000)	0.8787*(0.00)	0.9019*(0.000)	0.8788*(0.000)
a+b	0.9836	0.9804	0.9751	0.9804
Log LL	7459.085	8755.326	7471.02	8755.326
DCC model sonuçları				
θ_1	0.0385*(0.000)		0.0418*(0.000)	
θ_2	0.9222*(0.000)		0.9350*(0.000)	
Corr	0.856*(0.000)		0.8820*(0.000)	
LogL	18405.032		18768.4	
Beta	1.270		1.303	
Q(50)	48.221(0.545)	53.046(0.357)	52.23(0.387)	63.740(0.092)
Q ² (50)	64.391(0.083)	23.760(0.999)	50.435(0.456)	50.792(0.442)
	GRNBANK	BIST100	YPKBANK	BIST100
Getiri denklemi				
C(M)	0.0012*(0.005)	0.0012*(0.00)	0.0011*(0.013)	0.0012*(0.00)
AR(1)	-0.0062(0.746)	0.0219(0.238)	0.037*** (0.061)	0.0209(0.261)
Varyans denklemi parametreleri				
C(V)*10 ⁴	0.0630(0.408)	0.0832*(0.006)	0.1547**(0.015)	0.0846*(0.007)
Arch	0.0452*** (0.081)	0.1016*(0.000)	0.0869*(0.000)	0.1028*(0.000)
Garch	0.9479*(0.000)	0.8787*(0.000)	0.8965*(0.000)	0.8773*(0.000)
a+b	0.9931	0.9804	0.9834	0.9801
LogL	7303.34	8755.326	7337.53	8731.97
DCC model sonuçları				
θ_1	0.0365*(0.000)		0.0278*(0.000)	

θ_1	0.9556*(0.000)		0.9680*(0.000)	
Corr	0.8639*(0.000)		0.8288*(0.000)	
LogL	18462.73		17954.69	
Beta	1.348		1.246	
Q(50)	37.888(0.896)	50.129(0.468)	61.218(0.132)	38.685(0.877)
Q ² (50)	56.258(0.252)	67.410(0.051)	54.405(0.310)	42.104(0.778)

*,**,***, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. "a+b" ARCH ve GARCH parametreleri toplamını ifade etmektedir. "Corr" şartlı korelasyon değerinin ortalamasını, "LogL" ise log likelihood değerini ifade etmektedir. Standart hatalar Bollerslev ve Wooldridge (1992) yaklaşımı ile elde edilmiştir.

Tablo 2: AR(1)-DCC-GARCH(1,d,1) Model Tahmin Sonuçları

	ALTBNK	BIST100	SKRBNK	BIST100
Getiri denklemi				
C(M)	0.0007**(0.049)	0.0012*(0.00)	0.0007(0.123)	0.0012*(0.00)
AR(1)	-0.0152(0.532)	0.0231(0.215)	0.043***(0.091)	0.0181(0.329)
Varyans denklemi parametreleri				
C(V)*10 ⁴	0.4012**(0.038)	0.0837(0.006)	0.4215*(0.003)	0.0843*(0.006)
Arch	0.1741*(0.000)	0.1022*(0.000)	0.1808*(0.000)	0.1019*(0.000)
Garch	0.7943*(0.000)	0.8781*(0.000)	0.7888*(0.000)	0.8780*(0.000)
a+b	0.9684	0.9803	0.9696	0.9799
LogL	7406.61	8749.17	7237.45	8742.94
DCC model sonuçları				
θ_1	0.0142*(0.000)		0.0563*(0.002)	
θ_2	0.9808*(0.007)		0.9108*(0.000)	
Corr	0.4570*(0.000)		0.5651*(0.000)	
LogL	16692.5		16719.6	
Beta	0.746		0.9095	
Q(50)	58.102(0.202)	45.14(0.668)	46.401(0.618)	41.478(0.799)
Q ² (50)	33.705(0.963)	37.822(0.897)	63.007(0.102)	31.723(0.979)
	TKSBNK	BIST100	TEBNK	BIST100
Getiri denklemi				
C(M)	0.00016(0.721)	0.0012*(0.000)	0.0011*(0.014)	0.0012*(0.000)
AR(1)	-0.0481**(0.044)	0.0219(0.238)	0.0175(0.434)	0.0219(0.238)
Varyans denklemi parametreleri				
C(V)*10 ⁴	0.4309(0.283)	0.0832*(0.006)	0.1891*(0.028)	0.0832*(0.006)
Arch	0.1512***(0.053)	0.1016*(0.000)	0.0899*(0.000)	0.1016*(0.000)
Garch	0.8249*(0.000)	0.8788*(0.000)	0.8941*(0.000)	0.8788*(0.000)
a+b	0.9762	0.9804	0.9840	0.9804
LogL	6944.38	8755.326	7356.28	0.8788
DCC model sonuçları				
θ_1	0.0546*(0.000)		0.0409*(0.001)	

**Beta
Katsayıların
daki
Değişimin
Açıklanma-
sında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz
12

θ_2	0.8886*(0.000)		0.9456*(0.000)	
Corr	0.5582*(0.000)		0.5385*(0.000)	
LogL	16370.89		16855.86	
Beta	0.980		0.870	
Q(50)	61.109(0.135)	54.578(0.304)	51.120(0.429)	59.143(0.176)
Q ² (50)	70.02**(0.032)	54.699(0.300)	32.006(0.977)	44.761(0.682)

*,**,***, sırasıyla %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. "a+b" ARCH ve GARCH parametreleri toplamını ifade etmektedir. "Corr" şartlı korelasyon değerinin ortalamasını, "LogL" ise log likelihood değerini ifade etmektedir. Standart hatalar Bollerslev ve Wooldridge (1992) yaklaşımı ile elde edilmiştir.

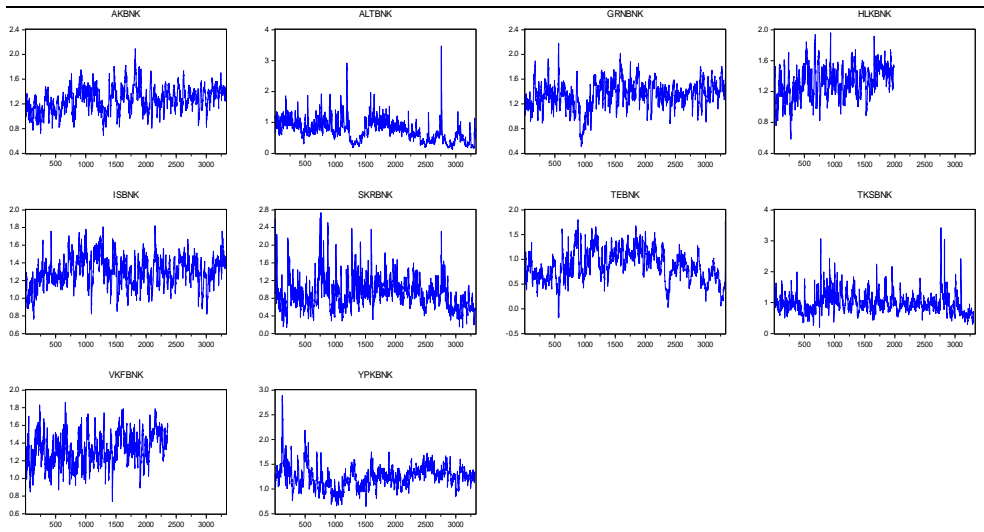
Tablo 3: AR(1)-DCC-GARCH(1,d,1) Model Tahmin Sonuçları

	VKFBNK	BIST100	HLKBNK	BIST100
Getiri denklemi				
C(M)	0.0008***(0.09)	0.0012*(0.00)	0.0008(0.182)	0.0012*(0.001)
AR(1)	0.0478**(0.027)	0.0156(0.476)	0.0384(0.139)	0.0090(0.708)
Varyans denklemi parametreleri				
C(V)*10 ⁴	0.2778**(0.014)	0.1105*(0.005)	0.2808(0.195)	0.0958**(0.012)
Arch	0.0850*(0.000)	0.1138*(0.000)	0.0767**(0.028)	0.1119*(0.000)
Garch	0.8769*(0.000)	0.8532*(0.000)	0.8864*(0.000)	0.8606*(0.000)
a+b	0.9618	0.9670	0.9631	0.9725
LogL	5308.46	6381.56	4424.21	5373.38
DCC model sonuçları				
θ_1	0.0377*(0.000)		0.0340*(0.000)	
θ_2	0.9542*(0.000)		0.9534*(0.000)	
Corr	0.8405*(0.000)		0.8327*(0.000)	
LogL	13201.908		10944.95	
Beta	1.330		1.325	
Q(50)	51.121(0.429)	59.143(0.176)	66.684(0.057)	59.615(0.165)
Q ² (50)	32.006(0.977)	44.761(0.683)	49.165(0.507)	51.067(0.432)

*,**,***, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. "a+b" ARCH ve GARCH parametreleri toplamını ifade etmektedir. "Corr" şartlı korelasyon değerinin ortalamasını, "LogL" ise log likelihood değerini ifade etmektedir. Standart hatalar Bollerslev ve Wooldridge (1992) yaklaşımı ile elde edilmiştir.

Ayrıca, beta değerlerinin genel seyrine bakıldığında da (Şekil 1) beta katsayılarının sabit olmayıp zamanla değişen parametreler oldukları anlaşılmaktadır. Fakat Ciner (2015) yine de beta katsayılarının zamanla değişip değişmediğinin test edilmesini tavsiye etmiştir. Bu amaçla da çalışmada beta katsayılarında yapısal değişimler olup olmadığını yapısal kırılma testleri ile incelemiştir. Bu doğrultuda, bu çalışmada da diğerlerinin yanı sıra Narayan ve Narayan (2010) tarafından da kullanılan Quandt-Andrew (1993) çoklu yapısal kırılma testine ait $Max L I$,

Exp LR F ve *Ave LR F* test istatistiklerinden yararlanılmıştır⁵. Tüm bu test istatistiklerinin H_0 hipotezi “serilerde yapısal değişim yoktur” şeklindedir. Bu test istatistiklerine ait sonuçlar Tablo 4’te sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde tüm test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde yapısal değişimler olmadığını ifade eden H_0 hipotezini reddettiği görülmektedir. Dolayısıyla, beta katsayılarının tamamının yapısal değişimler içerdiği anlaşılmaktadır. Bu durum da beta katsayılarının sabit bir değişken olmadığı aksine zamanla değişen parametreler olduğu anlamına gelmektedir.



Şekil 1: AR(1)-DCC-GARCH(1,1) Modelinden Elde Edilen Zamanla Değişen Şartlı Beta Katsayıları

Tablo 4: Quandt-Andrew (1993) Testi Sonuçları

	Max LR F	Exp LR F	Ave LR F
AKBNK	681.867*(0.000)	335.0186*(0.000)	274.052*(0.000)
ALTBNK	1157.71*(0.000)	572.725*(0.000)	569.961*(0.000)
GRNBK	619.55*(0.000)	303.86*(0.000)	157.128*(0.000)
HLKBNK	334.212*(0.000)	161.498*(0.000)	175.494*(0.000)
ISBNK	337.813*(0.000)	163.809*(0.000)	58.607*(0.000)
SKRBNK	501.540*(0.000)	243.820*(0.000)	102.554*(0.000)
TEBNK	595.807*(0.000)	291.509*(0.000)	210.39*(0.000)
TKSBNK	178.09*(0.000)	81.754*(0.000)	42.292*(0.000)

⁵ Bu test istatistiği Max Wald F, Exp Wald F ve Ave Wald F olmak üzere üç test istatistiğini daha içermektedir. Fakat bu test istatistikleri daha çok non-linear model yapıları için geçerli olduğundan bu çalışmada bu test istatistikleri üzerinde durulmamıştır.

Beta Katsayılarındaki Değişimin Açıklanmasında İşlem Hacminin Etkisinin İncelenmesi: Banka Hisselerine Dayalı Bir Analiz

14

VKFBNK	402.81*(0.000)	195.968*(0.000)	172.364*(0.000)
YPKBNK	268.099*(0.000)	127.970*(0.000)	106.424*(0.000)

*,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Triminaj 0.15 alınmıştır. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Quandt-Andrew (1993) testi için verilen olasılık değerleri Hansen (1997) yöntemi dikkate alınarak hesaplanan olasılık değerleridir.

Beta katsayılarının zamanla değişen parametreler olduklarının belirlenmesinin ardından beta katsayılarındaki bu değişimde işlem hacminin rolünün incelenmesine geçilmiştir. Fakat çalışmada öncelikle $(\beta_t - \beta_{t-1})$ şeklinde hesaplanan beta değişimlerinin durağan olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bu amaçla uygulanan ADF ve PP birim kök testi sonuçları Tablo 5'te gösterilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde her durumda beta katsayılarındaki değişimlerin durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 5: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Beta değerlerindeki değişim	
	ADF	PP
AKBNK	-57.455*(0.000)	-58.644*(0.000)
GRNBK	-57.538*(0.000)	-58.306*(0.000)
ISBNK	-58.485*(0.000)	-66.125*(0.000)
SKRBNK	-59.964*(0.000)	-81.571*(0.000)
TEBNK	-57.447*(0.000)	-60.394*(0.000)
TKSBNK	-30.823*(0.000)	-79.630*(0.000)
ALTBK	-29.771*(0.000)	-75.224*(0.000)
YPKBNK	-44.025*(0.000)	-62.715*(0.000)
VKFBNK	-50.550*(0.000)	-67.354*(0.000)
HLKBNK	-46.964*(0.000)	-48.054*(0.000)

*, **, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Beta değişimleri eğilim içermediğinden birim kök testlerinde trendsiz model dikkate alınmıştır.

Çalışmada ikinci olarak, logaritmik işlem hacmi serilerinin trend durağan bir süreç izleyip izlemediğinin belirlenmesi amacıyla Denklem (4) tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde VKFBNK ve HLKBNK için doğrusal trend bileşeninin istatistiki olarak anlamlı olmadığı diğer tüm durumlarda ise tüm değişkenlerin istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu nedenle VKFBNK ve HLKBNK için sadece doğrusal olmayan trend bileşeni diğer bankalar içinse hem doğrusal hem de doğrusal olmayan trend bileşenleri dikkate alınarak Denklem (4) tahmin edilmiş ve bu modelden elde edilen

kalıntı değerleri trend bileşenlerinden arındırılmış işlem hacmi serileri olarak kullanılmıştır⁶.

Tablo 6: İşlem Hacmindeki Trend Bileşenlerinin İstatistikî Anlamlılığı ve Birim Kök Testleri

Trend Bileşenlerinin İstatistikî Anlamlılıklarının İncelenmesi				
	C	t	t ²	R ²
ALTBNK	12.326*(0.000)	0.0017*(0.000)	-7e-07*(0.00)	0.285
YPKBNK	17.298*(0.000)	0.0006*(0.000)	-9e-08*(0.00)	0.149
AKBNK	16.004*(0.000)	0.0012*(0.000)	-1e-07*(0.00)	0.628
ISBNK	16.563*(0.000)	0.0018*(0.000)	-3.e-07*(0.00)	0.621
GRNBK	16.381*(0.000)	0.0018*(0.000)	-2e-07*(0.00)	0.769
TKKSBK	11.2446*(0.000)	0.0041*(0.000)	-9e-07*(0.00)	0.428
TEBNK	10.989*(0.000)	0.0047*(0.000)	-1e-06*(0.00)	0.421
SKRBNK	10.903*(0.000)	0.0054*(0.000)	-1e-06*(0.00)	0.560
HLKBNK	17.247*(0.000)	0.0001(0.212)	6e-07*(0.00)	0.681
VKFBK	17.430*(0.000)	4.40E-05(0.490)	3e-07*(0.000)	0.549
Kalıntılara Uygulanan Birim Kök Testi Sonuçları				
	ADF	PP		
ALTBNK	-6.841*(9)	-37.083*(35)		
YPKBNK	-8.822*(9)	-37.739*(33)		
AKBNK	-12.415*(4)	-41.333*(34)		
ISBNK	-9.992*(9)	-39.484*(32)		
GRNBK	-12.887*(4)	-38.185*(32)		
TKKSBK	-5.907*(9)	-28.765(34)		
TEBNK	-6.474*(11)	-32.865*(34)		
SKRBNK	-9.380*(4)	-31.272*(33)		
HLKBNK	-10.628*(4)	-29.279*(24)		
VKFBK	-12.181*(4)	-32.936*(26)		

*,** , sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Seriler zaten trend bileşeninden arındırıldığından birim kök testleri sadece sabit terim içeren model dikkate alınarak uygulanmıştır.

Bu şekilde elde edilen işlem hacmi serilerine uygulanan ADF ve PP birim kök testi sonuçları ise (Tablo 6 Panel B) her durumda serilerin durağan olduğuna işaret etmektedir. Bu da serilerin trend durağan bir süreç izledikleri anlamına gelmektedir.

Serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesinin ardından kantil regresyon analizine geçilmiştir⁷. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo

⁶ Chuang vd. (2012) çalışmasında sadece doğrusal olmayan trend bileşeninin istatistikî olarak anlamlı çıktığı durumlarda modelde doğrusal trend bileşenine yer vermeye devam etmiştir. Bu çalışmada da benzer bir yaklaşım sergilendiğinde sonuçların pek değişmediği görülmüştür. Çünkü, ilgili durumlarda elde edilen kalıntı (resid) değerleri arasındaki korelasyon 0.99'a yakın bir değer almaktadır.

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

16

7'de sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde odaklanılan kantil bölgesine göre sonuçların farklılık arz edebildiği görülmektedir. Örneğin, düşük kantil bölgelerinde yani beta katsayılarındaki değişimlerin oldukça düşük olduğu dönemlerde işlem hacmindeki bir artışın beta katsayılarındaki değişimlerin azalmasına yol açtığı, bu etkinin orta kantil bölgesinde de görüldüğü, yüksek kantil bölgesinde ise işlem hacmi ile beta katsayıları arasında pozitif bir ilişkinin ortaya çıktığı anlaşılmaktadır. Ayrıca, düşük kantil bölgesinden yüksek kantil bölgesine doğru gidildikçe de işlem hacmindeki bir artışın beta katsayıları üzerindeki pozitif etkisinin de giderek arttığı anlaşılmaktadır. Bir diğer ifadeyle, beta katsayılarındaki değişim artıkça işlem hacmindeki artışların beta katsayıları üzerindeki pozitif etkisi de artmaktadır. Dahası, 20 farklı kantil değeri için işlem hacmi katsayısının istatistiki anlamlılığına bakıldığında da çoğu durumda belirtilen katsayıların istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Fakat genel bir ifadeyle orta kantil bölgesinde yani beta katsayılarındaki değişimin ortalama bir seyir izlediği dönemlerde işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayıları üzerindeki etkisinin istatistiki anlamlılığının belirgin bir şekilde azaldığı anlaşılmaktadır. Bir diğer ifadeyle işlem hacminin beta katsayıları üzerindeki etkisinin daha çok beta katsayılarındaki değişimlerin oldukça düşük veya oldukça yüksek olduğu dönemlerde ortaya çıktığı anlaşılmaktadır. Belirtilen bu analizlere ilaveten kantil regresyon yönteminde önemli olan noktalardan biri de her bir banka için farklı kantil bölgeleri dikkate alınarak hesaplanan eğim parametrelerinin yani işlem hacmi katsayılarının kantiller arasında istatistiki olarak anlamlı bir şekilde değişip değişmediğinin incelenmesidir. Bu amaçla literatürde genelde Koenker ve Bassett (1982) testi kullanılmaktadır. Bu testin Ho hipotezi "katsayılar farklı kantil bölgeleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir değişim göstermemektedir" şeklindedir. Bu test yardımı ile örneğin 0.05. kantil dikkate alınarak hesaplanan eğim parametresinin 0.50. kantil dikkate alınarak hesaplanan eğim parametresinden istatistiki olarak farklı olup olmadığı sınanabilmektedir. Böylece, her bir banka için farklı piyasa koşulları söz konusu olduğunda işlem hacmindeki değişimlerin beta üzerindeki etkisinin istatistiki olarak anlamlı bir şekilde farklılaşıp farklılaşmadığı incelenebilmektedir. Bu amaçla literatürde genelde çok düşük kantiller ile ortanca kantiller, çok düşük kantiller ile çok yüksek kantiller ve ortanca kantiller ile çok yüksek kantiller arasında bir fark olup olmadığının sınanıldığı görülmektedir (Chevapatrakul, 2014: 125; Kang ve Liu, 2014: 359;

⁷ Sadelik sağlamak amacıyla Tablo 4'te sabit terimin farklı kantiller karşısında aldığı değerlere yer verilmemiştir.

Hammoudeh vd., 2014: 205). Bu kapsamda işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayıları üzerindeki etkisinin farklı kantil bölgeleri için istatistiki olarak anlamlı bir şekilde değişip değişmediğinin incelenmesi amacıyla uygulanan Koenker ve Bassett (1982) testi sonuçları Tablo 8’de sunulmuştur.

Tablo 7: Beta-İşlem Hacmi İlişkisine Ait Kantil Regresyon Sonuçları

Q	AKBNK	ALTBNK	YPKBNK	GRNBK
<i>Düşük kantiller</i>				
0.05	-0.0246*(0.000)	-0.0120*(0.000)	-0.0286*(0.000)	-0.0441*(0.000)
0.10	-0.0180*(0.000)	-0.0066*(0.000)	-0.0171*(0.000)	-0.0363*(0.000)
0.15	-0.0154*(0.000)	-0.0049*(0.000)	-0.0113*(0.000)	-0.0260*(0.000)
0.20	-0.0129*(0.000)	-0.0036*(0.000)	-0.0103*(0.000)	-0.0186*(0.000)
0.25	-0.0089*(0.000)	-0.0024*(0.001)	-0.0075*(0.000)	-0.0146*(0.000)
0.30	-0.0072*(0.000)	-0.0017*(0.009)	-0.0047*(0.002)	-0.0097*(0.000)
0.35	-0.004*(0.000)	-1.4E-0***(0.057)	-0.0024*(0.042)	-0.0072*(0.000)
<i>Orta kantiller</i>				
0.40	-0.003 *(0.010)	-0.0007(0.327)	-0.0012(0.221)	-0.0053*(0.000)
0.45	-0.0014(0.101)	-0.0005(0.478)	-0.0007(0.382)	-0.0039*(0.002)
0.50	5.8e-06(0.994)	0.00013(0.853)	-0.0003(0.751)	-0.0015(0.204)
0.55	0.00025(0.719)	0.00049(0.449)	0.00071(0.331)	-1.5e-04(0.886)
0.60	0.00052(0.423)	0.00072(0.257)	0.00108(0.134)	0.0009(0.283)
0.65	0.00069(0.278)	0.00104(0.104)	0.00165*(0.026)	0.0014***(0.096)
<i>Yüksek kantiller</i>				
0.70	0.0012***(0.076)	0.00143*(0.044)	0.00232*(0.006)	0.0012(0.115)
0.75	0.0022*(0.008)	0.00335*(0.001)	0.00370*(0.001)	0.0020*(0.003)
0.80	0.0041*(0.000)	0.00621*(0.000)	0.00606*(0.000)	0.0022*(0.001)
0.85	0.0069*(0.000)	0.00920*(0.000)	0.00871*(0.000)	0.0027*(0.000)
0.90	0.0096*(0.000)	0.01349*(0.000)	0.01383*(0.000)	0.0028*(0.000)
0.95	0.0158*(0.000)	0.02347*(0.000)	0.02506*(0.000)	0.0044*(0.000)
Q	ISBNK	SKRBNK	TEBBNK	TKSBNK
<i>Düşük kantiller</i>				
0.05	-0.0293*(0.000)	-0.0326*(0.000)	-0.0131*(0.008)	-0.0217*(0.000)
0.10	-0.0158*(0.001)	-0.0192*(0.000)	-0.0094*(0.000)	-0.0129*(0.000)
0.15	-0.0127*(0.000)	-0.0138*(0.000)	-0.0064*(0.000)	-0.0105*(0.000)
0.20	-0.0103*(0.000)	-0.0099*(0.000)	-0.0047*(0.001)	-0.0078*(0.000)
0.25	-0.0094*(0.000)	-0.0067*(0.000)	-0.0035*(0.001)	-0.0055*(0.000)
0.30	-0.007*(0.000)	-0.006*(0.000)	-2.9E-0*(0.000)	-4.7E-03*(0.000)
0.35	-0.0061*(0.000)	-4.7E-03*(0.000)	-0.0020*(0.000)	-0.0038*(0.000)
<i>Orta kantiller</i>				
0.40	-0.0051*(0.000)	-0.0031*(0.013)	-0.0013*(0.007)	-0.0027*(0.004)
0.45	-0.0035*(0.000)	-0.0020(0.111)	-0.0009*(0.034)	-0.0015(0.125)
0.50	-0.0018*(0.023)	-0.0015(0.233)	-0.0008*(0.042)	-0.0003(0.761)
0.55	-0.001***(0.055)	0.00021(0.864)	-0.0005(0.158)	0.00045(0.641)

**Beta
Katsayıların
daki
Değişimin
Açıklanma-
sında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

Beta	0.60	-0.0001(0.837)	0.00104(0.367)	7.4E-05(0.847)	0.00169**(0.088)
Katsayılarındaki	0.65	0.00021(0.743)	0.00166(0.145)	0.00061(0.141)	0.00374*(0.000)
Değişimin	<i>Yüksek kantiller</i>				
Açıklanmasında İşlem	0.70	0.0009(0.178)	0.00265*(0.033)	0.00134*(0.003)	0.00475*(0.000)
Hacminin	0.75	0.0013**(0.077)	0.00478*(0.008)	0.00201*(0.000)	0.00682*(0.000)
Etkisinin	0.80	0.0026*(0.005)	0.00943*(0.002)	0.00344*(0.000)	0.00839*(0.000)
İncelenmesi:	0.85	0.0047*(0.000)	0.01719*(0.000)	0.00516*(0.000)	0.01380*(0.000)
Banka	0.90	0.0072*(0.000)	0.03238*(0.000)	0.01032*(0.000)	0.02265*(0.000)
Hisselerine	0.95	0.0154*(0.000)	0.05054*(0.000)	0.01963*(0.000)	0.04335*(0.000)
Dayalı Bir					
Analiz					
18					

Tablo 7 Devamı

	HLKBNK	VKFBNK
<i>Düşük kantiller</i>		
0.05	-0.0452*(0.027)	-0.0292*(0.034)
0.10	-0.0252*(0.000)	-0.0154(0.132)
0.15	-0.0186*(0.001)	-0.0161*(0.002)
0.20	-0.0123*(0.005)	-0.0083*(0.039)
0.25	-9.9E-03*(0.004)	-0.0067*(0.023)
0.30	-0.0073*(0.005)	-0.0064*(0.007)
0.35	-0.0046*(0.045)	-0.0026(0.218)
<i>Orta kantiller</i>		
0.40	-0.0024(0.221)	-0.0011(0.561)
0.45	-0.0007(0.686)	5.6E-06(0.997)
0.50	0.00059(0.687)	-0.0004(0.808)
0.55	1.4E-03(0.289)	0.00016(0.907)
0.60	0.00139(0.265)	0.00110(0.412)
0.65	0.00139(0.251)	0.00128(0.329)
<i>Yüksek kantiller</i>		
0.70	0.00211**(0.085)	0.00181(0.177)
0.75	0.00263**(0.050)	0.00371*(0.018)
0.80	0.00548*(0.001)	0.00640*(0.000)
0.85	0.00747*(0.000)	0.01181*(0.000)
0.90	0.01258*(0.000)	0.01663*(0.000)
0.95	0.02142*(0.000)	0.03047*(0.000)

*, % 5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içindeki değerler olasılık değerleridir. Q, kantilleri göstermektedir.

Sonuçlar açık bir şekilde işlem hacminin beta katsayılarındaki değişimler üzerindeki etkisini gösteren katsayıların farklı kantil bölgeleri arasında istatistiki olarak anlamlı bir şekilde değiştiğine işaret etmektedir. Bir diğer ifadeyle beta katsayılarındaki değişimin oldukça düşük veya oldukça yüksek veya ortalama bir seyir izlediği dönemlerde işlem hacminin bu değişimler üzerindeki etkisinin de istatistiki olarak anlamlı bir şekilde değiştiği anlaşılmaktadır. Nitekim değişkenler arasındaki ilişkiyi (eğim parametresini) farklı kantil değerleri için gösteren şekillere bakıldığında da (Şekil 2) belirtilen test sonuçlarını destekleyen bulguların ortaya çıktığı anlaşılmaktadır.

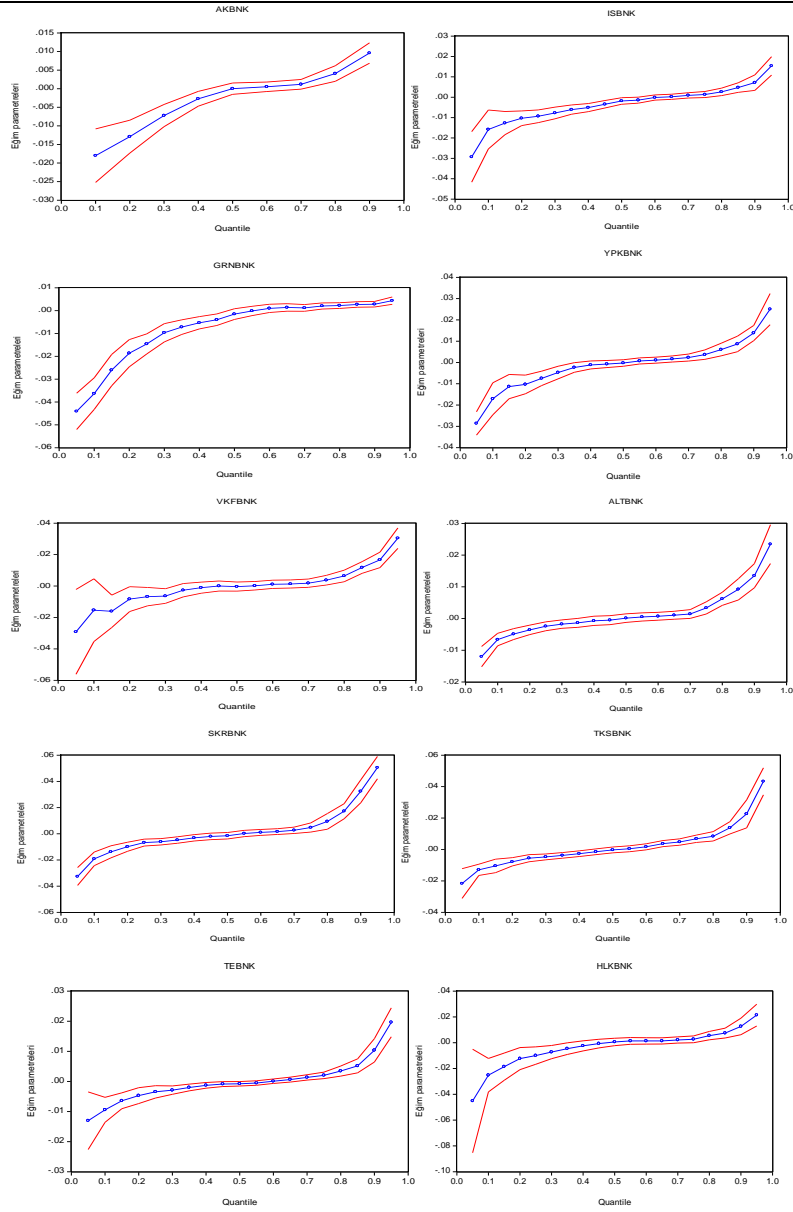
Tablo 8: Eğitim Parametrelerinin Kantiller Arasında Değişip Değişmediğinin Sınanması

<i>Bağımlı değişken: beta</i>					
	AKBNK	ALTBNK	YPKBNK	GRNBK	HLKBNK
Ho:	63.074*	105.216*	139.75*	140.045*	10.328*
0.05=0.95	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	53.332*	92.911*	57.645*	124.020*	28.649*
0.10=0.90	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Tablo 8 Devamı					
Ho:	57.151*	74.357*	47.941*	50.188*	17.525*
0.20=0.80	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	41.386*	62.998*	40.099*	69.264*	23.275*
0.15=0.85	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	37.186*	18.468*	25.981*	34.571*	15.764*
0.30=0.70	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	40.556*	57.564*	48.461*	21.093*	24.352*
0.50=0.95	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	30.775*	56.291*	108.925*	115.63*	5.126*
0.05=0.50	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
	ISBNK	SKRBNK	TEBBNK	TKSBNK	VKFBNK
Ho:	45.417*	234.47*	37.287*	104.70*	18.156*
0.05=0.95	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	20.738*	109.033*	51.613*	57.137*	9.787*
0.10=0.90	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.002)
Ho:	49.759*	38.217*	33.561*	84.441*	13.478*
0.20=0.80	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	35.279*	81.405*	50.594*	81.622*	27.913*
0.15=0.85	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	42.365*	43.676*	40.901*	78.395*	14.270*
0.30=0.70	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	57.652*	149.38*	72.637*	103.82*	85.189*
0.50=0.95	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
Ho:	19.68*	82.747*	6.502*	20.645*	4.557*
0.05=0.50	(0.000)	(0.000)	(0.011)	(0.000)	(0.033)

*, % 5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içerisinde verilen değerler olasılık değerleridir.

Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanma-
sında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz

20



Şekil 2: Eğim Parametrelerinin Kantiller Arasında Değişimi

Hatemi-J(2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Bu aşamaya kadarki analizler değişkenler arasındaki ilişkiler açısından çeşitli bilgiler sunmakla birlikte değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi konusunda pek bir şey söylememektedir. Bir diğer ifadeyle bu aşamaya kadarki analizler değişkenler arasındaki eş zamanlı ilişki konusunda bilgi vermekte idi. Bu nedenle çalışmanın bu kısmında Hatemi-J (2012)

tarafından geliştirilen asimetrik nedensellik testi sonuçlarına yer verilmiştir. Bu kapsamda öncelikle serilerdeki pozitif ve negatif bileşenler / şoklar ayrıştırılmıştır. Ardından, bu kümülatif pozitif ve negatif şokların durağanlık özelliklerinin incelenmesi ve maksimum entegrasyon derecelerinin (dmax) belirlenmesi amacıyla ilgili serilere trendli model spesifikasyonları dikkate alınarak ADF birim kök testi uygulanmıştır⁸. Bulgular serilerin birinci farkı alındığında durağan hale geldiklerine dolayısıyla dmax değerinin de 1 olduğuna işaret etmektedir. Bu bilgiler dikkate alınarak uygulanan Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testinden elde edilen sonuçlar ise Tablo 10'da sunulmuştur. Sonuçlar incelendiğinde inceleme kapsamındaki 10 bankadan 9'u için işlem hacmindeki bir artışın beta katsayılarında bir artışa yol açmadığını ifade eden Ho hipotezinin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği anlaşılmaktadır. Benzer şekilde işlem hacmindeki bir azalışın beta katsayılarında bir azalışa yol açmadığını ifade eden Ho hipotezinin de %5 anlamlılık düzeyinde inceleme kapsamındaki 10 bankadan 8 için reddedildiği görülmektedir. Ayrıca, inceleme kapsamındaki bankaların tamamı için ilgili nedensellik ilişkilerinden en az birinin her durumda geçerli olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, bulgular işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayılarındaki hem artış hem de azalışların açıklanmasında kullanılabilecek bir değişken olabileceğine işaret etmektedir.

Standart Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Hatemi-J (2012) asimetrik nedensellik testi ile ilgili olarak bu aşamaya kadar yapılan analizlere rağmen bu testin yeni bir test olması nedeniyle literatürde farklı şekillerde kullanılabildiği görülmektedir. Bu farklı yaklaşımlar içerisinde konumuz ile ilgili olan en önemli nokta ise bu test uygulanırken orijinal seriye mi yoksa orijinal serinin pozitif ve negatif şoklara ayrıştırılması ile elde edilen bileşenlere mi birim kök testinin uygulanması gerektiğidir. Bu nokta önemlidir. Çünkü, Hatemi-J (2012)'nin belirttiği gibi serilerden en az biri durağan ise nedensellik analizinde pozitif ve negatif değişimlerin kümülatif toplamı değil doğrudan değişimlerin kendisi dikkate alınmalıdır. Fakat buradaki sorun orijinal serinin durağanlık özellikleri ile bu seriden elde edilen bileşimlerin durağanlık özelliklerinin birbirinden farklı olabilmesidir.

⁸ Her durumda ilgili kümülatif pozitif ve negatif şoklar yukarı veya aşağı doğru belirgin trendler içerdiğinden çalışmada bu model spesifikasyonu dikkate alınmıştır. Fakat, sadelik sağlamak ve yer kısıtı nedeniyle sonuçlar burada gösterilmemiştir. Yazardan talep edilmesi halinde sonuçlara ulaşılabilir.

Tablo 9: Hatemi-J(2012) Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

	Wstat	Kritik değerler			Gecikme uzunluğu
		%1	%5	%10	
<i>AKBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	95.481*	11.130	8.463	6.472	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	46.044*	10.435	8.119	6.194	3
<i>ALTBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	261.591*	12.486	8.026	5.978	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	3.904	14.747	11.369	9.539	5
<i>ISBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	70.999*	12.247	7.702	6.246	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	46.001*	11.912	8.705	6.620	3
<i>GRNBK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	5.686	11.630	7.730	6.192	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	71.117*	11.521	7.904	6.115	3
<i>SKRBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	307.413*	11.214	7.844	6.499	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	14.421*	8.737	6.040	4.480	2
<i>YPKBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	201.772*	9.550	5.791	4.393	2
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	20.060*	9.658	6.083	4.769	2
<i>TEBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	172.529*	9.692	5.954	4.579	2
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	14.421*	8.737	6.040	4.480	2
<i>TKSBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	165.947*	11.925	8.452	6.534	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	1.417	12.151	8.111	6.677	3
<i>HLKBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	69.120*	11.055	7.260	6.042	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	16.728*	9.885	5.901	4.740	2
<i>VKFBNK</i>					
<i>lnvol⁺⁺ → beta⁺⁺</i>	53.310*	11.469	8.326	6.636	3
<i>lnvol⁻ → beta⁻</i>	11.846*	11.500	7.582	6.232	3

“→” işareti birinci değişkenin ikinci değişkenin nedeni olmadığını ifade etmektedir. “-” ve “+” işaretleri asimetrik nedensellik ilişkisini temsil edecek şekilde sırasıyla değişkenlerdeki azalış ve artışı temsil etmektedir. *,** sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Bootstrap 1000 alınmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu Schwert (1989) tarafından tavsiye edilen $12*(T/100)^{1/4}$ formülü dikkate alınarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğu ise HJC ile belirlenmiştir. dmax 1 alınmıştır.

Bu çalışmada da böyle bir durum söz konusudur. Bir diğer ifade ile örneğin beta katsayıları düzey değerlerinde durağan iken beta katsayılarından elde edilen pozitif ve negatif şoklar birinci dereceden entegre serilerdir. Bu bilgiler ışığında literatüre bakıldığında her iki yaklaşımın da dikkate alındığı görülmektedir. Örneğin, Hatemi-J (2012)

orijinal çalışmasında birim kök testlerini serilerin düzey değerlerine uygulamıştır. Hatemi-J ve Uddin (2012) ise serilerin düzey değerlerinin pozitif ve negatif bileşenlerini dikkate almıştır. Bu çalışmada da bu aşamaya kadarki analizlerde birim kök testleri pozitif ve negatif bileşenlere uygulanmıştır. Çünkü nedensellik analizinde bu seriler kullanılmaktadır. Fakat, farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde etmek amacıyla çalışmada iki yaklaşım daha benimsenmiştir. İlk yaklaşımda, serilerin pozitif ve negatif şoklarının kümülatif toplamı değil doğrudan pozitif ve negatif değişimleri dikkate alınarak Hatemi-J (2012) testi yinelenmiştir. Çünkü işlem-hacmi beta arasındaki nedensellik analizlerinde değişkenlerden en az biri düzey değerlerinde durağan çıkmaktadır. Bu kapsamda elde edilen bulgulara bakıldığında elde edilen sonuçların bu aşamaya kadar belirtilen sonuçlarla uyumlu olduğu görülmüştür⁹. İkinci olarak ise bu alandaki literatürde sıkça kullanıldığı için standart Granger nedensellik testine de yer verilmiştir. Bu test uygulanırken de seriler durağan oldukları mertebeye analize dahil edilmiş ve gecikme uzunluğu AIC kriteri dikkate alınarak belirlenmiştir¹⁰. Fakat, Granger nedensellik testi sonuçlarının da gecikme uzunluğuna duyarlı olduğu literatürde genel olarak ifade edilmektedir. Bu nedenle dirençli (robust) sonuçlar elde etmek amacıyla Granger nedensellik testi SIC kriteri dikkate alınarak da uygulanmıştır. Bu kapsamda elde edilen sonuçlar Tablo 11’de sunulmuştur¹¹. Sonuçlar incelendiğinde hem AIC hem SIC kriterine göre AKBNK, VKFBNK ve HLKBNK için işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayılarında herhangi bir değişime yol açmadığı, kalan 7 banka içinse işlem hacmindeki değişimlerin beta katsayılarındaki değişimin (Granger anlamda) nedeni olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, mevcut bulguların genel olarak daha önceki bulguları desteklediği anlaşılmaktadır. Bu da elde edilen bulguların farklı metodolojik yaklaşımlara karşı dirençli (robust) olduğu anlamına gelmektedir.

⁹ Sonuçlar benzer olduğundan ve sadelik sağlamak amacıyla burada gösterilmemiştir. Yazardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

¹⁰ Bir diğer ifadeyle trend bileşenlerinden arındırılmış işlem hacmi serileri ile beta katsayılarındaki değişimler düzey değerlerinde zaten durağan seriler olduklarından nedensellik analizinde de bu seriler dikkate alınmıştır.

¹¹ Yer kısıtı nedeniyle SIC kriterine ilişkin sonuçlar burada gösterilmemiştir. Yazardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

Tablo 10: Standart Granger Nedensellik Testi Sonuçları

	Ho	Test istatistiği	Δ	Sonuç-AIC
Beta-işlem hacmi ilişkisi	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.2826(0.209)	14	(-)
AKBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	0.7999(0.670)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	2.0016*(0.006)	19	$\text{Invol} \leftrightarrow \Delta\text{beta}$
GRNBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	8.1261*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.1581(0.298)	15	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
ISBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	1.9708*(0.014)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.1445(0.295)	20	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
SKRBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	6.9849*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	0.9608(0.495)	15	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
TEBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	3.2915*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	0.5137(0.948)	17	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
TKSBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	6.5532*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.1712(0.263)	22	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
ALTBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	10.607*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.6821(0.079)	10	$\text{Invol} \rightarrow \Delta\text{beta}$
YPKBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	3.0381*(0.000)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	0.6541(0.768)	10	(-)
VKFBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	1.1992(0.286)		
	$\Delta\text{beta} \neq \rightarrow \text{Invol}$	1.7085*(0.024)	21	$\Delta\text{beta} \rightarrow \text{Invol}$
HLKBNK	$\text{Invol} \neq \rightarrow \Delta\text{beta}$	1.3202(0.1500)		

“ $\neq \rightarrow$ ” işareti ‘Granger nedeni değildir’ anlamına gelmektedir. *, **, sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde Ho hipotezinin reddedildiğini ifade etmektedir. Maksimum gecikme uzunluğu Schwert (1989) tarafından tavsiye edilen $12*(T/100)^{1/4}$ formülü dikkate alınarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun tespitinde ise AIC ve SIC kriterlerinden yararlanılmıştır. Δ , AIC kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Sonuç

Bu çalışmada BIST’e işlem gören 10 mevduat bankası için beta katsayılarındaki değişimde işlem hacminin etkisi incelenmiştir. Zamanla değişen beta katsayıları Engle (2002) tarafından geliştirilen DCC-GARCH(p,q) modeli ile tahmin edilmiştir. Değişkenler arasındaki eş-zamanlı ilişki analizinde Koenker ve Bassett (1978) tarafından geliştirilen kantil regresyon yönteminden, nedensellik analizinde ise Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilen asimetric nedensellik testinden yararlanılmıştır. AR(p)-DCC-GARCH(p,q) model tahmin sonuçları ile Quantd-Andrew

(1993) çoklu yapısal kırılma testi sonuçları inceleme kapsamındaki tüm bankaların beta katsayılarının sabit birer parametre olmadığı aksine beta katsayılarının zamanla değişen parametreler olduğuna işaret etmektedir. Daha da önemlisi çalışma bulguları açık bir şekilde işlem hacminin beta katsayılarındaki değişimleri açıklamada kullanılabilir bir değişken olabileceğine işaret etmektedir. Bu bulgu da Ciner'in (2015) çalışmasında elde edilen bulgularla uyumludur. Dolayısıyla, Türk mevduat bankalarının beta katsayılarındaki değişiminin nedenlerinin incelenebileceği daha sonraki olası çalışmalarda kullanılacak model spesifikasyonlarına işlem hacminin de açıklayıcı bir değişken olarak eklenebileceğine dair bazı bulgular olduğu ifade edilebilir.

Kaynakça

- Abell, J.D. ve Krueger, T.M. (1989). Macroeconomic Influences on Beta. *Journal of Economics and Business*, 41 (2), 185-193.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X. ve Wu, J.G. (2005). A Framework for Exploring the Macroeconomic Determinants of Systematic Risk. *CFS Working Paper*, No. 2005 / 04.
- Andrew, D. (1993). Test for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point. *Econometrica*, 61(4), 821-856.
- Baur, D.G. (2013). The Structure and Degree of Dependence: A Quantile Regression Approach. *Journal of Banking & Finance*, 37, 786-798.
- Blume, M. (1971). On the Assessment of the Risk. *The Journal of Finance*, 26(1), 1-10.
- Brooks, R.D., Faff, R.W. ve Ariff, M. (1998). An Investigation into the Extent of Beta Instability in the Singapore Stock Market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, 87-101.
- Campbell, J.Y., Grossman, S.J. ve Wang, J. (1993). Trading Volume and Serial Correlation in Stock Returns. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 905-939.
- Chevapatrakul, T. (2015). Monetary Environments and Stock Returns: International Evidence based on the Quantile Regression Technique. *International Review of Financial Analysis*, 38, 83-108.
- Chevapatrakul, T.(2014). Monetary Environments and Stock Returns Revisited: A Quantile Regression Approach. *Economics Letters*, 123, 122-126.

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

26

Chiarella, C., Dieci, R. ve He, X.Z. (2010). Time-varying Beta: A Boundedly Rational Equilibrium Approach. Quantitative Finance Research Centre. *Working Paper 275, University of Technology, Sydney.*

Choudhry, T., Lu ve L., Peng, K. (2010). Time-varying Beta and the Asian Financial Crisis: Evidence from the Asian Industrial Sectors. *Japan and the World Economy, 22, 228-234.*

Chuang, C.C., Kuan, C.M. ve Lin, H.Y. (2009). Causality in Quantiles and Dynamic Return-volume Relations. *Journal of Banking & Finance, 33, 1351-1360.*

Chuang, W.I., Liu, H.H. ve Susmel, R. (2012). The Bivariate GARCH Approach to Investigating the Relation Between Stock Returns, Trading Volume, and Return Volatility. *Global Finance Journal, 23, 1-15.*

Ciner, C. (2015). Time Variation in Systematic Risk, Returns and Trading Volume: Evidence From Precious Metals Mining Stocks. *International Review of Financial Analysis, 41, 277-283.*

Clark, P. (1973). A Subordinated Stochastic Process Model with Finite Variance for Speculative Process. *Econometrica, 41, 135-155.*

Copeland, T.E. (1976). A model of Asset Trading under the Assumption of Sequential Information Arrival. *Journal of Finance, XXXI, 1149-1168.*

De Long, J., Shleifer, A., Summers, L. ve Waldman, B. (1990). Positive Feedback Investment Strategies and Destabilizing Speculation. *Journal of Finance, 45, 379-395.*

Engle, R. (2002). Dynamic Conditional Correlation. A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity Models. *Journal of Business and Economic Statistics, 20, 339-350.*

Epps, T. ve Epps, M.L. (1976). The Stochastic Dependence of Security Price Changes and Transaction Volumes: Implication for the Mixture-of-Distribution Hypothesis. *Econometrica, 44, 305-321.*

Fabozzi, F. ve Francis, J. (1978). Beta as a Random Coefficient. *Journal of Financial and Quantitative Analysis, 13, 101-116.*

Gallant, R., Rossi, P. ve Tauchen, G. (1992). Stock Prices and Volume. *Review of Financial Studies, 5, 199-242.*

Gebka, B. ve Wohar, M.E. (2013). Causality Between Trading Volume and Returns. Evidence from Quantile Regressions. *International Review of Economics and Finance, 27, 144-153.*

- Hammoudeh, S., Nguyen, D.K. ve Sousa, R.M. (2014). Energy Prices and CO2 Emission Allowance Prices: A Quantile Regression Approach. *Energy Policy*, 70, 201–206.
- Hansen, B. (1997). Approximate Asymptotic p-values for Structural-Change Test. *Journal of Business and Economic Statistics*, 15(1), 60-67.
- Hatemi, J.A. (2012). Asymmetric Causality Tests with an Application. *Empirical Economics*, 43(1), 1447-456.
- Hatemi-J, A. ve Uddin, G.S. (2012). Is The Causal Nexus of Energy Utilization and Economic Growth Asymmetric in the US ?. *Economic Systems*, 36, 461–469.
- Jennings, R.H., Starks, L.T. ve Fellingham, J.C. (1981). An Empirical Model of Asset Trading with Sequential Information Arrival. *Journal of Finance*, XXXVI,143-161.
- Kang, H.H. ve Liu, S.B. (2014). The Impact of the 2008 Financial Crisis on Housing Prices in China and Taiwan: A Quantile Regression Analysis. *Economic Modelling*, 42, 356–362.
- Karpoff, J.M. (1987). The Relationship Between Price Changes and Trading Volume: A Survey. *Journal of Finance and Quantitative Analysis*, 22(1), 109-126.
- Koenker, R. ve Bassett, C.(1982). Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles. *Econometrica*, 50, 43–61.
- Koenker, R. ve Bassett, G.(1978). Regression Quantiles. *Econometrica*, 46,33-50.
- 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 & Finance*, 26, 51-78.
- Lee, C.C. ve Zeng, J.H. (2011). The Impact of Oil Price Shocks on Stock Market Activities: Asymmetric Effect with Quantile Regression. *Mathematics and Computers in Simulation*, 81, 1910-1920.
- Lee, B.S. ve Li, M.Y.L.(2012). Diversification and Risk-Adjusted Performance: A Quantile Regression Approach. *Journal of Banking & Finance*, 36, 2157–2173.
- Mergner, S. ve Bulla, J. (2008). Time-Varying Beta Risk of Pan-European Industry Portfolios: A Comparison of Alternative Modeling Techniques. *The European Journal of Finance*,14(8), 771-802.

**Beta
Katsayılarındaki
Değişimin
Açıklanmasında İşlem
Hacminin
Etkisinin
İncelenmesi:
Banka
Hisselerine
Dayalı Bir
Analiz**

Morgan, I. G. (1976). Stock Prices and Heteroscedasticity. *The Journal of Business*, 49(4), 496-508.

Narayan, P.K. ve Narayan, S. (2010). Modelling the Impact of Oil Prices on Vietnam Stock Prices. *Applied Energy*, 87 (1), 356-361.

Novak, J. (2015). Systematic Risk Changes, Negative Realized Excess Returns and Time-Varying CAPM Beta. *Journal of Economics and Finance*, 65(2),167-182.

Quandt, R. (1960). Test for Hypothesis that a Linear Regression System Obeys Two Separate Regimes. *Journal of the Americans Statistical Association*, 55 (290), 324-330.

Schwert, W.G. (1989). Tests for Unit-Roots: A Monte Carlo Investigation. *Journal of Business and Economic Statistics*, 7(2), 147-159.

Shan, W.C. ve Alles, L. (2010). The Sensitivity of Australian Industry Betas to Macroeconomic Factors. *Working Paper Series, No. 2000.16, Curtin University of Technology, School of Economics and Finance*.

Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.

Vu, H., Holmes, M., Lim, S. ve Tran, T. (2014). Exports and Profitability: A Note from Quantile Regression Approach. *Applied Economics Letters*, 21(6), 442-445.